

## Tilburg University

### Voorspelprestaties van het Centraal Planbureau in de periode 1953 t/m 1980

de Beer, N.J.G.M.

*Publication date:*  
1985

*Document Version*  
Publisher's PDF, also known as Version of record

[Link to publication in Tilburg University Research Portal](#)

*Citation for published version (APA):*  
de Beer, N. J. G. M. (1985). *Voorspelprestaties van het Centraal Planbureau in de periode 1953 t/m 1980*. (Research Memorandum FEW). Faculteit der Economische Wetenschappen.

#### General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

#### Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

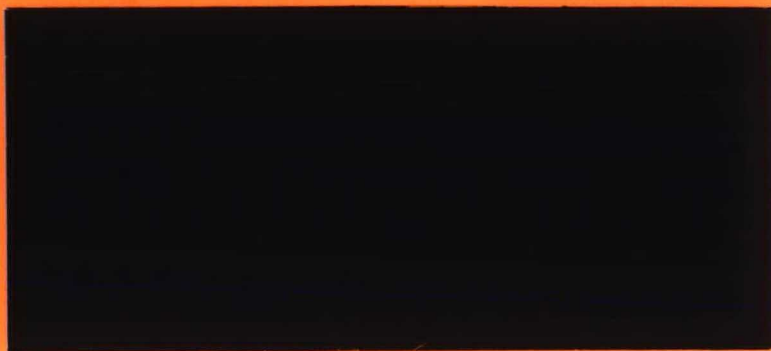
CBM  
R

7626  
1985  
178



faculteit der economische wetenschappen

## RESEARCH MEMORANDUM



TILBURG UNIVERSITY

DEPARTMENT OF ECONOMICS

Postbus 90153 - 5000 LE Tilburg  
Netherlands







Voorspelprestaties van het  
Centraal Planbureau in de periode  
1953 t/m 1980

Drs. N.J. de Beer

## INHOUDSOPGAVE

pag

### Hoofdstuk I

INLEIDING	2
-----------	---

### Hoofdstuk II

DE DOOR HET CENTRAAL PLANBUREAU GEBRUIKTE MODELLEN	5
--	---

2.1. Het model 1955	6
2.2. Het model 1961	7
2.3. Het model 1963-D	8
2.4. Het model 1969-C	8
2.5. Het kwartaalmodel (1972)	10
2.6. Het VINTAF-model (1975)	11

### Hoofdstuk III

KEUZE VAN DE VARIABELEN (C.Q. GROEPEN VARIABELEN) EN DE PERIODE- INDELING	15
--	----

### Hoofdstuk IV

METING VAN VOORSPELLINGSFOUTEN; ONGELIJKHEIDSMAASTAVEN EN ANDERE BEOORDELINGSCRITEIA	20
4.1. Meting van voorspellingsfouten	20
4.2. Ongelijkheidsmaatstaven	21
4.3. Omslagpunten, acceleraties, deceleraties en stabilisatie- punten	26

	<u>pag</u>
4.4. Ongelijkheidsproporties	30
4.5. De kleinste kwadratenschatting	34
4.6. Onvoorwaardelijke versus voorwaardelijke vergelijking van voorspellingen en realisaties	38
4.7. Normering over de gehele periode versus normering per sub-periode	40

## Hoofdstuk V

VERGELIJKING VAN VOORSPELLING EN REALISATIE	41
5.1. Ontwikkeling van de variabelen en variabelengroepen in de tijd	41
5.2. O.C. per variabele (c.q. groepen variabelen) per sub-periode c.q. totale periode (normering per <u>sub-periode</u> )	54
5.2.1. Algemeen beeld	
5.2.2. Nadere beschouwing	
5.3. O.C. per groep variabelen per C.E.P. (normering over de <u>totale</u> periode 1953-1980)	64
5.3.1. Algemeen beeld	
5.3.2. Nadere beschouwing	
5.4. O.C. per groep variabelen per C.E.P. (normering per <u>sub-periode</u> )	75
5.4.1. Algemeen beeld	
5.4.2. Nadere beschouwing	
5.5. Een nadere analyse van onder- en overschattingen	79
5.6. Omslagpunten, acceleraties, deceleraties en stabilisatiepunten	83
5.7. Ongelijkheidsproporties	89
5.8. De kleinste kwadratenschatting	94
5.9. Het verband tussen intensiteiten en ongelijkheidscoëfficiënten	100
5.10. Conclusies	102

## Hoofdstuk VI

VERGELIJKING VAN VOORSPELLING EN REALISATIE BIJ EEN <u>ALTERNATIEVE</u> <u>PERIODE-INDELING</u>	107
6.1. O.C. per sub-periode c.q. totale periode	107
6.2. O.C. per C.E.P. per groep variabelen	112
6.3. Ongelijkheidsproporties	113
6.4. De kleinste kwadratenschatting	116
6.5. Conclusies	118

## Hoofdstuk VII

SLOTTOORDEEL	120
Appendix: Geraadpleegde literatuur	122





Woord vooraf

Deze publicatie kon niet tot stand komen zonder de hulp van anderen. Wij noemen:

1. Ir. A. Markink (Rekencentrum KHT), Drs. M. Nijkamp (Vakgroep Algemene Leer en Geschiedenis der Economie, KHT) en de student-assistenten J. Ramaekers en G. Koevoets. Zij allen waren behulpzaam bij het oplossen van rekentechnische problemen en m.n. de heer Nijkamp heeft door kritische kanttekeningen bij het manuscript tot verbeteringen aangezet.
2. De heer J. Pijnenburg (Audio Visueel Centrum KHT) die de tekeningen en grafieken zorgvuldig vervaardigde.
3. Mevrouw A. Dikmans (typekamer Economische Faculteit) die nauwgezet de hoofdttekst en de veelheid van tabellen op overzichtelijke wijze heeft uitgetypt.

Tilburg, maart 1985.

## Hoofdstuk I: INLEIDING

Door het Centraal Planbureau wordt jaarlijks een tweetal publicaties verzorgd waarin de ontwikkeling van een groot aantal macro-economische variabelen wordt voorspeld. Rond de derde dinsdag in september verschijnt de M.E.V. (= Macro Economische Verkenningen). Op basis van een macro-economische model, de verwachte ontwikkeling van een aantal exogene variabelen en na eventueel "met de hand bijstellen" van de uitkomsten, wordt van een groot aantal variabelen de verwachte procentuele mutatie dan wel de nieuwe absolute waarde berekend.

Een half jaar later, rond april/mei, verschijnt het C.E.P. (= Centraal Economisch Plan). Op basis van dezelfde "ingrediënten" als hierboven bij de M.E.V. vermeld worden voorspellingen voor het lopende jaar gepresenteerd. Doordat het voorspeljaar dan reeds enige maanden achter de rug is, kan in het algemeen met meer nauwkeurigheid voorspeld worden dan bij de M.E.V. het geval is.

In de onderhavige studie zal voor de periode 1953 t/m 1980 gepoogd worden uitspraken te doen over de voorspelprestaties van het Centraal Planbureau t.a.v. de voornaamste 19 variabelen van het Centraal Economisch Plan.<sup>1)</sup>

In hoofdstuk II wordt een korte beschrijving gegeven van de zes macro-economische modellen welke in het beschouwde tijdvak door het Centraal Planbureau zijn gebruikt. Om een indruk te krijgen van de voorspelprestaties over kleinere, aaneengesloten perioden is het noodzakelijk een indeling in sub-perioden te maken. In hoofdstuk III zijn een aantal algemene argumenten voor een periode-indeling gegeven. Bij de keuze van de sub-perioden is in eerste instantie globaal uitgegaan van de tijdvakken waarin de diverse modellen geldig waren. In hoofdstuk III is tevens de indeling van de 19 relevante variabelen in vier groepen beargumenteerd. Van de zeven exogene variabelen behoren er drie tot de groep externe variabelen, de resterende vier zijn instrumentvariabelen.

1) Voor een recente studie m.b.t. de M.E.V. zie: Van der Leeuw, De toekomst in retrospectief, E.S.B., 15-2-1984.

De overgebleven twaalf endogene variabelen zijn verdeeld in een vijftal doelvariabelen en een zevental irrelevante endogene variabelen.

In hoofdstuk IV worden de theoretische aspecten van een aantal ongelijkheidsmaatstaven, maar ook van andere beoordelingscriteria belicht. Veelal wordt in de literatuur bij uitspraken omtrent de voorspelkracht van het C.P.B. de aandacht geheel en al op de verschillen tussen voorspellingen en realisaties gericht. De ongelijkheidsmaatstaf van Theil speelt dan een belangrijke rol. In ons onderzoek zal echter ook ruim aandacht worden geschonken aan andere criteria zoals ongelijkheidsproporties, omslagpunten, acceleraties, deceleraties en stabilisatiepunten. Wat betreft de vergelijking van voorspellingen en realisaties zal in onze studie de onvoorwaardelijke analyse worden toegepast. Dit houdt in dat bij de analyse van de voorspelkwaliteiten van het C.P.B. geen rekening gehouden zal worden met het feit dat de (soms aanzienlijke) verschillen tussen voorspelling en realisatie dikwijls in belangrijke mate hun oorzaak vinden in de reactie van het economisch beleid op de voorspellingen alsmede in andere, met name externe gebeurtenissen. Een voorbeeld van het laatste is een plotseling optredende verdubbeling van de wereldhandel. Voorwaardelijke analyse zou inhouden dat (achteraf) de correcte waarde van alle exogenen wordt ingevoerd. Het op deze wijze doorgerekende model levert allerlei voorspellingen op welke de onderzoeker in principe in staat stellen uitspraken te doen over de kwaliteit van het model op zich. Voorwaardelijke analyse zal, zoals gezegd, in ons onderzoek niet plaats (kunnen) vinden.

In hoofdstuk V wordt het besprokene van hoofdstuk IV voor de oorspronkelijke sub-periode-indeling en voor de totale periode toegepast op 1064 waarnemingen (= 19 reeksen voorspellingen en realisaties gedurende 28 jaar). Naast analyses per variabele wordt ook voor groepen variabelen geanalyseerd.

In hoofdstuk VI wordt een alternatieve sub-periode-indeling geïntroduceerd. Deze indeling is gebaseerd op wijzigingen in de economische structuur en het economische beleid. Door op deze (andere) wijze sub-perioden te onderscheiden kan onderzocht worden of hierdoor bepaalde conclusies over de ontwikkeling van de voorspelkracht van het C.P.B. bijgesteld moeten worden.

In hoofdstuk VII zal een korte samenvatting worden gegeven en zullen de voornaamste conclusies bij elkaar worden gezet.

In de appendix zullen een aantal bijlagen worden gepresenteerd waarin zowel het basismateriaal als alle berekeningen m.b.v. dat basismateriaal zijn opgenomen. Door middel van een aantal grafieken zullen de resultaten daar in één blik zichtbaar worden.

Het ligt in de bedoeling binnen afzienbare tijd een tweede publicatie m.b.t. de onderhavige problematiek te verzorgen. Hierin zullen 2n alternatieven voor de ongelijkheidsmaatstaf van Theil 2n alternatieve reeksen voorspellingen geïntroduceerd worden. Bij dit laatste zullen al dan niet gecompliceerde tijdreeksen gebruikt worden. Bovendien kan dan de analyseperiode doorgetrokken worden tot 1984.



## Hoofdstuk II: DE DOOR HET CENTRAAL PLANBUREAU GEBRUIKTE MODELLEN

In 1945 werd het Centraal Planbureau opgericht. Bij de wet van 21 april 1947 werd de taak van het C.P.B. geregeld. Een belangrijk onderdeel daarvan was het voorbereiden van een jaarlijks op te stellen Centraal Economisch Plan, een evenwichtig samenstel van schattingen en richtlijnen met betrekking tot de Nederlandse volkshuishouding. Het Centraal Economisch Plan dient als een voorwaardelijke prognose van de economische ontwikkeling op korte termijn (1 à 2 jaar) te worden beschouwd. Voorwaardelijk in die zin dat de voorspellingen zijn gebaseerd op een aantal vooronderstellingen ten aanzien van het beleid van de regering. Dit betekent dat de regering de verantwoordelijkheid draagt voor het beleid dat aan de prognoses ten grondslag ligt. Het bureau is daarentegen verantwoordelijk voor de nodige veronderstellingen buiten de beleids sfeer en voor de berekeningen die grotendeels op basis van economische modellen worden gemaakt. De uitkomsten van de berekening worden niet door de regering beïnvloed, in de zin van dwingend voorgeschreven. Het feit dat in de laatste jaren de objectiviteit van het Planbureau nogal eens in het geding gebracht is, moet dan ook mede het gevolg zijn van de fout dat het verschil tussen beleidsveronderstellingen en de wetenschappelijke uitwerking niet altijd wordt gezien.

De in 1946 en 1947 gepubliceerde plannen hadden een middellange termijn-karakter. In 1948 verscheen geen C.E.P. Vanaf 1949 werden de plannen echter korte termijn-plannen. Hierdoor veranderde ook het karakter. Lag in de plannen van vlak na de oorlog het accent op het bereiken van bepaalde doelen (planning), vanaf 1949 kregen de plannen het nu nog bestaande aanzien: het doen van voorwaardelijke voorspellingen op basis van door de regering geformuleerd beleid.

De overgang van "planning" naar het doen van voorspellingen krijgt meer reliëf tegen de achtergrond van de volgende passage in het Centraal Economisch Plan 1949 (blz. 18): "De overgang naar meer indirect werkende instrumenten is het gevolg van de overtuiging dat een groot aantal gedetailleerde beslissingen aan de economische subjecten zelf overgelaten moet worden. Deze economische vrijheid brengt verschillende voordelen met zich mee; het zal bijv. beter dan ooit via gedetailleerde

voorschriften mogelijk is, een juiste verdeling van produktiefactoren over de diverse sectoren (kunnen) impliceren. De nadelen kunnen grotendeels beperkt worden indien tenminste de geaggregeerde vraag middels algemene maatregelen zoveel mogelijk gestabiliseerd kan worden."

Tinbergen is degene geweest die voor het eerst bovenvermelde Keynesiaanse vraagzijde-georiënteerde analyse in het kader van een min of meer uitgebreid model van de gehele economie gepresenteerd heeft. De aanvankelijk gebruikte modellen waren statisch, zeer klein (voornamelijk om rekentechnische redenen) en de structuur van de afzonderlijke vergelijkingen was zeer eenvoudig. Hierbij speelde ook de nog niet tot volwassenheid gekomen data-voorziening een rol.

## 2.1. Het model 1955

Dit in bijlage C van het Centraal Economisch Plan 1955 gepubliceerde model heeft in het kort de volgende karakteristieken:

- het model bestaat uit 27 lineaire vergelijkingen, waaronder 9 definitievergelijkingen, 4 institutionele vergelijkingen en 9 gedragsvergelijkingen;
- het (nog) vrijwel volledig ontbreken van vertragingen; het model is vrijwel statisch;
- het model beschrijft niet het niveau van de erin voorkomende variabelen, maar de niveauverschillen van jaar op jaar; hierdoor heeft het merendeel van de coëfficiënten het karakter van (marginale) quota;
- het model bevat geen monetaire factoren;
- vele coëfficiënten zijn a priori vastgesteld;
- de lineariteit van het model impliceert dat alle gevolgen van een impuls (waartoe ook een economisch-politieke beleidsvariant kan worden gerekend) onafhankelijk zijn van de uitgangssituatie;
- de loonvoet en de gehele collectieve sector zijn, naast een aantal buitenlandse variabelen, onder de exogenen gerangschikt;
- in het C.E.P. 1956 (bijlage E) zijn enkele veranderingen in het model aangebracht. De voornaamste verandering betreft een geheel nieuwe ver-

sie van de investeringsvergelijking. Daarnaast zijn in diverse vergelijkingen de a priori vastgestelde coëfficiënten licht gewijzigd.

## 2.2. Het model 1961

Dit in bijlage I van het Centraal Economisch Plan 1961 gepubliceerde model kan in het kort als volgt gekarakteriseerd worden:

- het model bestaat uit 36 vergelijkingen, waarvan 25 definitievergelijkingen en 11 reactievergelijkingen (voor de consumptie, particuliere investeringen, voorraadvorming, uitvoer, invoer, werkloosheid, vraag naar arbeid en vier prijsvergelijkingen);
- in tegenstelling tot het model 1955 zijn de coëfficiënten nu geschat. Hiervoor is gebruik gemaakt van cijfers uit de perioden 1923 t/m 1938 en 1949 t/m 1957. Bij de berekening hebben de na-oorlogse jaren een tweemaal zo groot gewicht gekregen als de voor-oorlogse. Er is geschat volgens de door Theil ontwikkelde methode der zgn. "kleinste kwadraten in twee ronden";
- alle variabelen zijn geschat in procentuele mutaties. Hierdoor kunnen vele coëfficiënten als elasticiteiten worden opgevat;
- een belangrijk verschil met het model 1955 is dat het thans ontwikkelde model meer recht laat wedervaren aan verschillende dynamische aspecten van de ontwikkeling op korte termijn. Hierbij is o.a. gebruik gemaakt van enkelvoudige en gestaffelde vertragingen;
- in de uitvoervergelijking en de investeringsvergelijking is, om de invloed van de capaciteitsgrens tot uitdrukking te brengen, een sterk kromlijnige functie van het werkloosheidspercentage opgenomen;
- in enkele vergelijkingen is de monetaire sfeer voor wat betreft de liquiditeiten en de rentestand tot uitdrukking gebracht.



### 2.3. Het model 1963-D

Door de aanhoudende schaarste van de factor arbeid in het begin van de jaren zestig, maar ook aangespoord door andere signalen van oververhitting van de economie ging het C.P.B. veel aandacht besteden aan spanningsvariabelen in het korte termijn-model.

De voornaamste verschillen met het model 1961 zijn:

- de steekproefperiode wordt tot 1960 uitgebreid;
- het aantal reactievergelijkingen wordt uitgebreid met een vergelijking voor de loonvoet (in 1961 een exogene variabele);
- een expliciete monetaire relatie;
- naast "kleinste kwadraten in twee ronden" wordt nu ook de "limited information maximum likelihood" schattingsmethode toegepast;
- spanningsvariabelen zijn geïntroduceerd in de vergelijkingen voor investeringen, uitvoer, invoer, loonvoet, uitvoerprijs en de vraag naar arbeid.

### 2.4. Het model 1969-C

In C.E.P. 1971, bijlage A, is het jaarmodel 1969 opgenomen. In een van de eerste alinea's staat een belangrijke opmerking die bij elk korte termijn-model gemaakt kan worden: "t.a.v. het gebruik van het onderhavige model geldt hetzelfde wat reeds in het C.E.P. 1961 werd opgemerkt, nl. dat de numerieke uitkomsten van het model als zodanig niet zonder correctie als de definitieve cijfers voor een prognose of plan kunnen worden aanvaard. Immers, het spreekt vanzelf dat een model, hoe verfijnd ook, een stylering van de werkelijkheid is, zodat een oordeelkundig gebruik van beschikbare externe informatie in den regel tot een verbetering van de voorspelling leidt". Uit deze passage valt op te maken dat een buitenstaander zonder aanvullende informatie door het C.P.B. nooit in staat is voorspellingen exact na te rekenen. Dit is dan ook de reden dat wij ons in deze publicatie, zoals eerder vermeld, moeten beperken tot onvoorwaardelijke vergelijking van voorspelling en realisatie.

In essentie is het model 1969, maar ook alle eerder besproken modellen, een Keynesiaans vraagmodel. De effecten van de aanbodzijde, zowel voor wat betreft de goederenmarkt als de arbeidsmarkt, worden door het model benaderd via de van de werkloosheid afhankelijke spanningsvariabelen. Specificatie van een macro-economische produktiefunctie zou het in beschouwing nemen van de aanbodzijde van de goederenmarkt kunnen impliceren. De conjunctuur kan dan bepaald worden geacht door twee fenomenen: onder- c.q. overbezetting van de kapitaalgoederenvoorraad en de discrepantie op de arbeidsmarkt.

In vergelijking met het model 1963 zijn de belangrijkste karakteristieken:

- de steekproefperiode werd uitgebreid tot 1966. De waarnemingen in de periode 1948 t/m 1966 kregen een 50% zwaardere weging als de waarnemingen uit de periode 1923 t/m 1938;
- Als methode is gebruikt "limited information, maximum likelihood", uitgezonderd de vergelijkingen voor uitvoer en werkgelegenheid (two stages least squares);
- de kern van het model bestaat uit 42 vergelijkingen, waarvan 29 definitievergelijkingen en 13 reactievergelijkingen. In vergelijking met het model 1963 is er als reactievergelijking een liquiditeitsvergelijking bijgekomen. In deze liquiditeitsvergelijking komen als belangrijkste bronnen van liquiditeitscreatie naar voren: het overschot op de lopende rekening én de kapitaalrekening van de betalingsbalans, de inflatoire financiering door de overheid en de totale afzet als, via de transactiebehoefte, nauw verwante variabele met de liquiditeitscreatie door het bankwezen. Deze liquiditeitsvariabele speelt een rol in de particuliere consumptievergelijking, de particuliere investeringsvergelijking en de werkgelegenheidsvergelijking;
- de spanningsvariabele  $\Delta \tilde{w}_\ell$  (= de wijziging van de logaritmische transformatie van het werkloosheidspercentage) is nu, vergeleken met het model 1963, ook opgenomen in de vergelijkingen van de uitvoerprijs en de prijs der autonome bestedingen;
- in de vergelijking voor de werkgelegenheid in bedrijven is als nieuw element opgenomen de vertraagde investeringsquote (d.w.z. de totale investeringen, inclusief die der overheidsbedrijven, als een percentage van de totale afzet). Als gevolg van de "embodied technical pro-



gress" is telkenjare, bij een constante kapitaalcoëfficiënt, per eenheid produkt minder arbeid nodig.

## 2.5. Het kwartaalmodel (1972)

In 1972 verscheen van de hand van W. Driehuis: "Fluctuations and growth in a near full employment economy".

Het in dit proefschrift beschreven kwartaalmodel is vanaf 1975 een rol gaan spelen bij de jaarlijkse voorspellingen van het C.P.B. Dit model, dat geschat is met behulp van kwartaalcijfers, is ontworpen om zowel de korte termijn-fluctuaties als de groei op middellange termijn te verklaren en te voorspellen. Er zijn drie belangrijke redenen die tot deze kwartaalanalyse hebben geleid.

Allereerst zijn ten tijde van de voorbereiding van het C.E.P. en de M.E.V. onvoldoende gegevens beschikbaar over het jaar dat het uitgangspunt van de voorspelling vormt. Het is dus nodig van dat basisjaar enkele kwartalen bij te ramen. In de tweede plaats bestaat er behoefte aan een kwartaalinstrumentarium, omdat de analyse en de voorspelling van jaarniveaus of jaarmutaties misleidend kunnen zijn. De voorspelling van een positieve procentuele jaarmutatie van een bepaalde grootheid, bijvoorbeeld, mag op zichzelf een gunstige ontwikkeling lijken, het is evenwel mogelijk dat hierachter een voortdurend dalend verloop van de desbetreffende variabele gedurende een groot deel het voorspellingsjaar schuilgaat. Evenzo kan er achter het vrijwel gelijkblijven van een niveau-grootheid gedurende een tweetal jaren een volkomen verschillende ontwikkeling in de loop van die jaren verborgen gaan. Een derde reden om een kwartaalmodel te construeren, is, dat - hoewel een jaarmodel op zichzelf redelijke voorspellingen kan geven - de schattingen van de vertragingen in zulk een model noodzakelijkerwijze ruwe benaderingen zijn. Een betere kennis van deze vertragingen kan ertoe leiden de keerpunten in de economische ontwikkeling duidelijker te onderkennen, zodat maatregelen van economische politiek op een juister tijdstip kunnen worden overwogen en genomen.

In vergelijking met de in het voorgaande besproken modellen zijn de voornaamste kenmerken van het kwartaalmodel:

- bij de schatting zijn alleen na-oorlogse cijfers (1951-1965) gebruikt;
- het complete model bestaat uit 68 vergelijkingen, waarvan 18 reactie-vergelijkingen. Als schattingsmethode is voornamelijk gebruik gemaakt van de methode van de gewone kleinste kwadraten;
- de specificatie van de werkgelegenheidsvergelijking is gebaseerd op een (putty-putty) Cobb-Douglas produktiefunctie. Ten aanzien van het ondernemersgedrag wordt uitgegaan van kostenminimalisatie bij onvolledige mededinging op alle markten; factorsubstitutie op lange termijn speelt een belangrijke rol;
- doordat de som van de produktie-elasticiteiten groter is dan één, is er sprake van toenemende schaalopbrengsten;
- de aanbodzijde van het model komt, behalve via een aantal prijsvergelijkingen, tot uitdrukking in het aanbod van arbeid. Door confrontatie van vraag en aanbod van arbeid op de arbeidsmarkt wordt dan de bezettingsgraad van arbeid gevonden. Dit is een strategische grootheid omdat in een economie met bijna volledige werkgelegenheid ook de bezettingsgraad van kapitaal wordt bepaald en begrensd door die van arbeid;
- monetaire factoren komen aan de orde in de vorm van een vergelijking voor de lange-termijn-rente en één voor de liquiditeitsquote.

## 2.6. Het VINTAF-model (1975)

In 1975 hebben Den Hartog, Van de Klundert en Tjan in het kader van de pre-adviezen voor de Vereniging voor de Staathuishoudkunde het VINTAF-model gepresenteerd.

Na een, afgezien door conjuncturele omstandigheden, gestaag voortschrijdende werkgelegenheidsontwikkeling sinds de 2e wereldoorlog bleek na 1971 de werkgelegenheid constant te dalen.

In 1974 hadden Den Hartog en Tjan in het kader van een beperkte modelopzet\*) een begin van een verklaring gezocht. Hun beschouwing concentreerde zich op het verschijnsel van de (versneld) afnemende arbeidsintensiteit van de produktie. Hun modelkeuze viel op een jaargangenmodel met vaste coëfficiënten. Alleen de technische produktieverhoudingen bij gegeven investeringen, lonen en prijzen (i.c. reële arbeidskosten) werden verklaard. Afgestemd op de empirische gegevens bleek dat model de hiervoor geschetste problematiek van de verminderde arbeidsintensiteit van de produktie met succes te kunnen beschrijven. De strekking van het model bleef niettemin beperkt. Daarom is in het 1975 verschenen pre-advies nader ingegaan op de implicaties van het jaargangenmodel voor de werkgelegenheidsontwikkeling op wat langere termijn in de context van het totale gebeuren in onze economie. Het totale gebeuren in tweëerlei zin, namelijk:

- in beperkte zin voorzover de analyse uitsluitend macro-economisch van karakter is;
- in meer omvattende betekenis omdat de analyse niet alleen slaat op het jaargangenmodel (in enge zin), maar daarin nu ook hun onderlinge samenhang betreft: de loon- en prijsvorming, het verloop van de binnenlandse bestedingen, de uitvoer en invoer, de confrontatie van potentieel en realisatie (capaciteitsbezetting), voor zowel kapitaal (produktie) als arbeid.

De naam VINTAF is een samentrekking van de termen "vintages" (= jaargangen) en afzet (= bestedingenzijde). In feite kunnen drie interdependente blokken worden onderscheiden, te weten het blok m.b.t. produktie- en arbeidspotentieel, het loon- en prijzenblok en het bestedingsblok.

De voornaamste kenmerken van VINTAF zijn:

- het model bestaat uit 54 vergelijkingen, waarvan 16 reactievergelijkingen;
- uitgezonderd de variabelen in het jaargangenmodel zijn de coëfficiënten in de (lineaire) relaties geschat m.b.v. de methode van de klein-

\*) H. den Hartog en H. Tjan: Investeringen, lonen en prijzen en arbeidsplaatsen, C.P.B., Occasional Paper nr. 2/1974.



ste kwadraten. Gewerkt is met jaarcijfers over de steekproefperiode 1948-1973;

- de steekproefperiode voor het blok m.b.t. produktie- en arbeidspotentieel is om schattingstechnische redenen beperkt tot de periode 1959-1973;
- de produktiefactoren arbeid en kapitaal zijn complementair; de (autonome) technische ontwikkeling is arbeidsbesparend en wordt uitsluitend gerealiseerd via de bouw van nieuwe machines ("embodied labour savings"); de macro-economische kapitaalcoëfficiënt blijft constant. Om deze reden worden er jaargangen-outillage onderscheiden die van elkaar verschillen door de ermee verbonden arbeidsplaatsen;
- het bouwjaar van de oudste in gebruik zijnde jaargang behoeft niet noodzakelijk door de technische levensduur te zijn bepaald. Immers de naar winstmaximalisatie strevende ondernemers zullen om economische redenen jaargangen-outillage "eerder" afstoten indien op zo'n jaargang geen winst meer behaald wordt, d.w.z. indien de opbrengsten niet meer voldoende zijn om de arbeidskosten te dekken;
- in de werkgelegenheidsvergelijking is voor twee varianten gekozen; indien het arbeidsaanbod kleiner is dan het beschikbare aantal arbeidsplaatsen, wordt de feitelijke werkgelegenheid, afgezien van een frictiewerkloosheidcomponent, voornamelijk bepaald door het arbeidsaanbod; indien het arbeidsaanbod het beschikbare aantal arbeidsplaatsen overtreft, zal de feitelijke werkgelegenheid behalve door het aantal arbeidsplaatsen ook door de capaciteitsbezetting bepaald worden. De afzetkant speelt dan dus een wezenlijke rol.

In 1977 verscheen een herziene en uitgebreide versie: VINTAF II. Naast de eerder vermelde blokken werden resp. een overheidsblok en een sociaal verzekeringsblok onderscheiden. In hoeverre beide VINTAF-modellen, welke in wezen middellange termijnmodellen zijn, bij de jaarlijkse korte termijnvoorspellingen ten behoeve van het Centraal Economisch Plan een rol hebben gespeeld is moeilijk traceerbaar.

In het C.E.P. 1974 vermeldt Van den Beld:<sup>1)</sup>

"Wat de eigen economie betreft, is bij de investeringen en de daarmee gepaard gaande creatie van arbeidsplaatsen de zgn. vintage approach gevolgd. Deze benaderingswijze is uit de literatuur welbekend, doch is in zijn praktische uitwerking verre van eenvoudig. Met de introductie ervan wil dan ook niet zijn gezegd dat de analyse op dit punt volledig is afgerond".

In het C.E.P. 1975 lezen we vervolgens:<sup>2)</sup>

"De in het Centraal Economisch Plan 1974 gevolgde benadering van de samenhang tussen investeringen en arbeidsplaatsen is verder uitgewerkt". Op basis van het voorgaande kan aangenomen worden dat de korte termijnvoorspellingen ten behoeve van de Centraal Economische Plannen sinds 1972 voornamelijk zijn gebaseerd op het kwartaalmodel 1972 maar dat, naast de gebruikelijke ad hoc aanpassingen, ook elementen uit de verschillende VINTAF-modellen bij de voorspellingen een rol hebben gespeeld.

1) C.E.P. 1974, blz. 12, Staatsuitgeverij, 's Gravenhage.

2) C.E.P. 1975, blz. 13, Staatsuitgeverij, 's Gravenhage.



### Hoofdstuk III: KEUZE VAN VARIABELEN (C.Q. GROEPEN VARIABELEN) EN PERIODE-INDELING

Het kiezen van het aantal variabelen dat bij ons onderzoek een rol speelt blijkt een functie te zijn van de gewenste onderzoeksperiode. Van een groot aantal variabelen waarvan bijv. in het Centraal Economisch Plan 1981 de procentuele mutaties vermeld staan kan niet ofwel met de grootste moeite, en dan nog op discutabele wijze, cijfermateriaal voor de periode 1950 t/m 1960 gevonden worden. Omdat een zo lang mogelijke onderzoeksperiode voorop staat, zijn o.a. de volgende variabelen niet in het onderzoek opgenomen: arbeidstijdverkorting, rentestand, arbeidsinkomensquote van bedrijven, financieringssaldo van de overheid, voorraadvorming en nationale liquiditeitsquote.

Van de 19 variabelen welke uiteindelijk in ons onderzoek een rol spelen hebben er zes het karakter van prijsvariabele: invoerprijspeil goederen, concurrerend uitvoerprijspeil, consumptieprijspeil, prijspeil goederenuitvoer, prijspeil bruto investeringen in vaste activa in bedrijven en de loonsom per werknemer in bedrijven. De overige variabelen hebben met uitzondering van de variabele saldo op de lopende rekening van de betalingsbalans het karakter van volumevariabele. Alle variabelen zijn, op twee uitzonderingen na, uitgedrukt als relatieve eerste verschillen, m.a.w. het betreft procentuele mutaties. Dit geldt zowel voor de reeks voorspellingen als voor de reeks realisaties. De genoemde uitzonderingen zijn de werkloosheid en het saldo op de lopende rekening van de betalingsbalans. De werkloosheid wordt genoteerd in absolute veranderingen, uitgedrukt als % van de werkgelegenheid van werknemers in bedrijven in het voorafgaande jaar. Van het saldo op de lopende rekening van de betalingsbalans wordt de absolute verandering uitgedrukt als % van het bruto nationaal produkt tegen (lopende) marktprijzen in het voorafgaande jaar.

Naast analyses voor alle 19 variabelen tezamen zal ook onderzoek worden verricht voor kleinere groepjes variabelen. De samenstelling van deze kleinere groepjes hangt samen met het karakter van macro-economische modellen. Uiteindelijk hangen in dergelijke modellen de endogene variabelen af van de "gepredetermineerde" variabelen d.w.z. van de ex-

terne variabelen, de instrumentvariabelen en de initiële data, dat zijn de waarden der variabelen in het basisjaar (of daarvoor). De hierna gevolgde indeling in sub-groepen is conform Van den Beld in "Voorspelling en Realisatie" (monografie no. 10). Zijn verdeling van m.n. de endogene variabelen in doelvariabelen en irrelevante variabelen is gebaseerd op de bekende vijf macro-economische doelstellingen welke tot de vijf doelvariabelen hebben geleid. Dit wil natuurlijk niet zeggen dat een nieuwe indeling, waarin m.n. het volume van de goederenuitvoer en de werkgelegenheid in bedrijven tot relevante variabelen worden verklaard, niet evenzeer mogelijk is.

De gepredetermineerde variabelen (hierna exogene variabelen genoemd) zullen wij onderscheiden in twee groepen, te weten de externe en de instrumentvariabelen. De externe variabelen zijn in concreto (de nummering komt overeen met bijlage I):

1. de wereldhandel (gewogen);
2. het invoerprijspeil;
3. het concurrerend uitvoerprijspeil.

De instrumentvariabelen zijn:

15. de loonsom per werknemer in bedrijven (nominaal);
17. het volume van de materiële overheidsconsumptie;
18. het volume van de bruto overheidsinvesteringen;
19. het volume van de woningbouw.

De groep endogene variabelen wordt in twee sub-groepen onderscheiden, te weten de doelvariabelen enerzijds en de irrelevante variabelen anderzijds.

De doelvariabelen zijn:

4. het produktievolume van bedrijven;
5. de werkloosheid;
6. de bruto investeringen in vaste activa door bedrijven;
7. het consumptieprijspeil;
8. het saldo van de lopende rekening van de betalingsbalans.

De groep irrelevante variabelen omvat:

9. het volume van de particuliere consumptie;
10. het volume van de goederenuitvoer;

11. het volume van de goedereninvoer;
12. de werkgelegenheid in bedrijven;
13. het reël nationaal inkomen;
14. het prijspeil van de goederenuitvoer;
16. het prijspeil van de bruto investeringen in vaste activa in bedrijven.

In bijlage II is voor bovengenoemde 19 variabelen het basismateriaal (voorspellingen en realisaties) opgenomen. Voor de periode 1962 t/m 1980 zijn de realisaties overgenomen uit bijlage C1 van het Centraal Economisch Plan 1981. De realisaties voor de periode 1953 t/m 1962 zijn terug te vinden in bijlage C3 van het Centraal Economisch Plan 1969.

Het bij elkaar brengen van de reeksen voorspellingen is een meer tijdrovende bezigheid geweest. Per Centraal Economisch Plan moesten, soms op indirecte wijze, de mutaties in de 19 variabelen opgespoord worden. Met name voor de periode 1953 t/m 1959 was nogal wat speurwerk vereist. Hier en daar voorspelde het C.P.B. tussen grenzen, bijv. 4.0 à 4.5%; in dergelijke gevallen kozen wij het rekenkundig gemiddelde als uitkomst. Voor 1953 (het jaar van de watersnoodramp) zijn de voorspellingscijfers uit het "plan na de ramp" genomen. In 1967 waren er meerdere prognoses; wij kozen voor de cijfers van de "centrale prognose".

Omdat in de loop der tijd de datum van afsluiting van de berekeningen nogal wat verschil vertoonde kan dit element de "betrouwbaarheid" van de voorspellingen beïnvloeden. Hoe langer men wacht, hoe meer informatie beschikbaar is. Theoretisch moet afsluiting op 1 december van het voorafgaande jaar (zoals bijv. voor de Plannen in de periode 1960 t/m 1963 gold) meer onnauwkeurigheid van de voorspellingen inhouden dan geldt voor jaren waarin pas 3 à 4 maanden later de uiteindelijke berekeningen werden afgesloten (o.a. 1953, 1957 en 1974 t/m 1980). Immers hoe langer men kan wachten, hoe definitiever de cijfers voor het voorafgaande jaar zijn. Bovendien is dan al iets meer bekend over de ontwikkelingen van bepaalde exogenen in het voorspeljaar. Theoretisch zou in ons onderzoek op een of andere wijze met het bovenstaande rekening gehouden moeten worden. Met name zouden voorspelfouten in jaren waarin het Plan veel vroeger verscheen een iets lager gewicht moeten hebben. Om praktische redenen zal dit element echter in ons onderzoek verder buiten beschouwing blijven.



Wat betreft de periode van onderzoek hebben wij ons voorgenomen zoveel mogelijk variabelen gedurende een zo lang mogelijke periode in het onderzoek mee te nemen. Voor wat betreft het beginjaar hebben wij aansluiting gezocht bij monografie no. 10 van het C.P.B. ('s Gravenhage, 1965) waarin 1953 als beginjaar is gekozen. De onderzoeksperiode loopt door tot en met het jaar 1980. In een vervolgstudie zullen ook de jaren 1981 t/m 1984 meegenomen worden. Bovendien kunnen dan meer definitieve realisatiecijfers voor de jaren 1979 en 1980 ingezet worden. Immers, toen dit onderzoek begonnen werd, konden in het C.E.P. 1981 nog geen definitieve realisaties voor 1979 en 1980 opgenomen zijn. De totale periode 1953 t/m 1980 kan op diverse manieren in sub-perioden worden ingedeeld. Afbakening in concrete sub-perioden kan globaal op grond van de volgende criteria gebeuren:<sup>1)</sup>

- a. wijzigingen in het gebruikte macro-economische model;
- b. wijzigingen in de economische structuur;
- c. wijzigingen in het economisch beleid.

ad a: in hoofdstuk II is een beschouwing gewijd aan de diverse door het C.P.B. gebruikte modellen. Na het lineaire, statische model 1955 dat tot en met 1957 dienst heeft gedaan werd in 1958 voor het eerst gerekend met een meer dynamisch model dat enige jaren later in het C.E.P. 1961 is gepubliceerd. Vanaf 1963 is gerekend met het model 1963D waarin spanningsvariabelen en een monetaire relatie verschenen. Vanaf 1970 is gerekend met het jaarmodel 1969C (opgenomen in het C.E.P. 1971). Tenslotte is rond 1977 het Vintaf-model, waarin het reeds in 1974 door Tjan en Den Hartog bestudeerde verschijnsel van de versneld afnemende arbeidsintensiteit een belangrijke rol speelt, operationeel geworden. In onze studie zal deze (sub)periode-indeling (1953-1957; 1958-1962; 1963-1969; 1970-1976 en 1977-1980) voornamelijk aangehouden worden. Ook zal een paragraaf gewijd worden aan een alternatieve periode-indeling, die mede op bovengenoemde criteria b en c steunt.

1) Zie ook: Elte, Hochheimer, Kuipers en Worms, De kwaliteit van de voorspellingen van het Centraal Plan Bureau, E.S.B., augustus 1978.

ad b: globaal kunnen de jaren vijftig gekenschetst worden als jaren met een relatieve kapitaalschaarste, d.w.z. de potentiële werkgelegenheid (het aantal arbeidsplaatsen) bleef achter bij het potentiële arbeidsaanbod. Produktiegroei en inflatietempo waren beperkt van omvang. In de jaren zestig worden de produktie- en prijsstijgingen sterker. Langzamerhand ging de relatieve kapitaalschaarste plaats maken voor de relatieve arbeidsschaarste culminerend in de loonexplosie in het midden van de jaren zestig. De jaren zeventig kunnen gekenschetst worden als jaren met een veel geringere produktiegroei, een toenemend inflatietempo en naar het einde toe een sterk oplopende werkloosheid.

ad c: aanvankelijk is in de na-oorlogse opbouwperiode de invloed van de overheid vrij sterk. Voorbeelden hiervan zijn het gevoerde loonbeleid, het industrialisatiebeleid en het woningbouwbeleid. Een heel specifiek voorbeeld is het gevoerde bestedingsbeperkingsbeleid in 1957. Zoals directeur P. de Wolff van het C.P.B. in het voorwoord van het C.E.P. 1957 berichtte, werd het verschijnen van laatstgenoemd Plan aanzienlijk vertraagd door het door de regering in september 1956 aan de S.E.R. gevraagd advies omtrent de (scheve) verhouding tussen middelen en bestedingen en de eventueel noodzakelijke beperking van laatstgenoemde.

De zestiger jaren kenmerkten zich door een duidelijke liberalisatie; de overheid beperkt zich vooral tot globale toepassing van budgettaire en monetaire instrumenten.

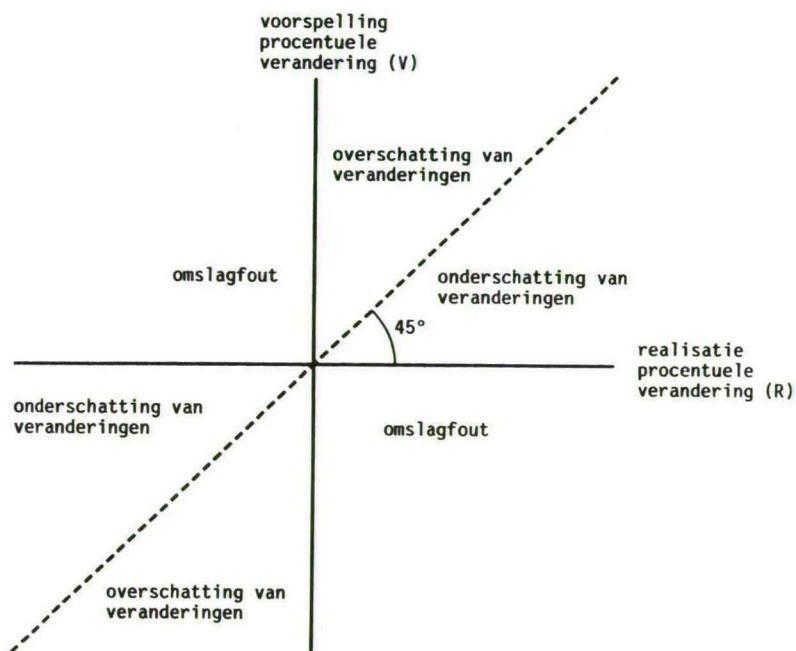
In de jaren zeventig is er door o.a. de oliecrisis enerzijds en de sterk toenemende werkloosheid anderzijds weer een toenemende overheidsinvloed merkbaar. Loon- en prijsmaatregelen, W.I.R. en S.I.R., maatregelen in het kader van milieubescherming, uitbreiding van het sociale verzekeringsstelsel kenmerkten deze decade.

Op basis van de argumenten onder b en c is naast de basisperiode-indeling, zoals geschetst onder a, gekozen voor een alternatieve (sub)periode-indeling: 1953-1960; 1961-1970 en 1971-1980. In Hoofdstuk VI zullen de voornaamste resultaten van dit deel van het onderzoek besproken worden.

# Hoofdstuk IV: METING VAN VOORSPELLINGSFOUTEN; ONGELIJKHEIDSMAASTAVEN EN ANDERE BEOORDELINGSCRITERIA

## 4.1. Meting van voorspellingsfouten

Een voorspellingsfout kan gedefinieerd worden als het verschil tussen de procentuele verandering in voorspelling en realisatie. De traditionele grafische voorstelling is het in onderstaande figuur afgebeelde spreidingsdiagram waarin voorspelde procentuele mutaties (V) worden afgezet tegen de gerealiseerde procentuele veranderingen (R).



Figuur 4.1.

Perfekte overeenkomst tussen voorspelling en realisatie impliceert dat de 45° lijn AOB de meetkundige plaats van al deze punten voorstelt. De horizontale as correspondeert met 'no change' voorspellingen. De verticale as correspondeert met feitelijke nulveranderingen. Omdat het hier gaat om procentuele mutaties en niet om absolute niveaus zal een over-

schatting van de veranderingen een punt boven de 45° lijn in het eerste kwadrant opleveren, echter eenzelfde type overschatting (bijv.  $V = -2,0\%$  en  $R = -1,0\%$ ) in het derde kwadrant levert een punt onder de 45° lijn op. Indien alle variabelen in absolute niveaus zouden zijn uitgedrukt zou elke overschatting van niveau een punt boven de 45° lijn impliceren (dus zowel in het eerste als derde kwadrant). In het tweede en vierde kwadrant is er sprake van omslagfouten. Het gaat dan om ernstige voorspelfouten. Het voorspelinstituut heeft de richting van het verloop van een bepaalde variabele niet goed ingeschat. In het tweede kwadrant bijv. is een positieve procentuele mutatie en dus ook positieve absolute verandering voorspeld terwijl de feitelijke realisatie negatief is.

#### 4.2. Ongelijkheidsmaatstaven

De in de literatuur hieromtrent meest gebruikte maatstaf gaat uit van de voorspellingsfout. Voor variabele  $i$  op tijdstip  $t$  geldt:

$$u_{i,t} = V_{i,t} - R_{i,t}$$

Hieraan kleefte het bezwaar dat niet tot uitdrukking wordt gebracht dat een voorspellingsfout van bijv. 3% veel ernstiger is bij een variabele die, over een langer tijdvak gemeten, gemiddeld slechts zeer geringe feitelijke procentuele mutaties vertoont dan bij een variabele die gemiddeld veel hogere feitelijke procentuele mutaties te zien geeft. Daarom verdient het, overeenkomstig de suggestie van Theil,<sup>1)</sup> aanbeveling de grootte  $u_{i,t}$  te normeren. Dit geschiedt door haar te delen door de wortel uit het gemiddelde der kwadraten d.i. de zogenaamde middelbare waarde der realisaties in de betreffende periode:

$$S_{R_i} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_t R_i^2} \quad (t = 1, 2, \dots, n)$$

1) Theil, Applied Economic Forecasting, 1966, blz. 28.



Voor de genormeerde voorspellingsfout resulteert aldus:

$$u'_{i,t} = \frac{u_{i,t}}{S_{R_i}}$$

Door deze normering wordt een voorspellingsfout van 2% in bijv. de variabele loonvoet, die gemiddeld over een zeker tijdvak een verandering van 8% te zien geeft, minder zwaar aangerekend als eenzelfde voorspellingsfout van 2% in bijv. de variabele werkgelegenheid bedrijven welke gemiddeld met 1% muteert.

Op basis van deze genormeerde voorspellingsfout is nu een drietal ongelijkheidscoëfficiënten te onderscheiden:

I De ongelijkheidscoëfficiënt voor een bepaalde variabele gedurende n jaren:

$$\text{o.c. I} = u'_1 = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_t u'^2_{1,t}} \quad (t = 1, 2, \dots, n)$$

II De ongelijkheidscoëfficiënt in een bepaald jaar voor m variabelen:

$$\text{o.c. II} = u'_t = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_i u'^2_{i,t}} \quad (i = 1, 2, \dots, m)$$

III De "over-all" ongelijkheidscoëfficiënt voor m variabelen gedurende n jaren:

$$\text{o.c. III} = u' = \sqrt{\frac{1}{mn} \sum_i \sum_t u'^2_{i,t}}$$

Zou men nu voor bijv.  $u'_1$  een waarde van 0.50 vinden dan betekent dit ruwweg dat de voorspellingsfouten voor de variabele 1 50% van de normale waarde der realisaties belopen. Hoe dichter de ongelijkheidscoëfficiënt de waarde nul nadert hoe beter de voorspellingen op de realisaties aansluiten. Een voortdurende gelijkheid tussen V en R impliceert een perfecte ongelijkheidscoëfficiënt van 0. Daar de voorspellingsfouten de "normale" realisaties kunnen overtreffen, bestaat er geen bovengrens voor de ongelijkheidscoëfficiënt.

Indien de ongelijkheidscoëfficiënt juist de waarde één heeft kunnen we zeggen dat de voorspellingsfouten dooreen genomen even groot zijn als de middelbare waarden der realisaties. In dit geval had het voorspelinstituut, om hetzelfde resultaat te verkrijgen, evengoed een naïeve "no-change" voorspelling kunnen afleveren.

Omdat een voorspelinstituut m.b.v. veel mankracht en moderne rekenapparatuur aan de hand van uitgebreide econometrische modellen tot allerlei voorspellingen komt, is het onderzoek naar de waarde hiervan in vergelijking met allerlei naïeve voorspellingen best de moeite waard. Van der Leeuw<sup>1)</sup> besteedt veel aandacht aan het meten van de voorspelkracht ten opzichte van naïeve methoden. Als alternatieve voorspellingen suggereert hij:

- 1)  $V^* = R_{t-1}$
- 2)  $V^* = (R_{t-1} + R_{t-2})/2$
- 3)  $V^* = (R_{t-1} + R_{t-2} + R_{t-3})/3$
- 4)  $V^* = \frac{1}{n} \sum_{i=t-n}^{t-1} R_i$
- 5)  $V^* = \alpha R_{t-1}$
- 6)  $V^* = \beta_1 + \beta_2 R_{t-1}$

De alternatieve reeksen 5) en 6) zijn gebaseerd op een kleinste kwadrateaanpassing.

Omdat de eerder genoemde ongelijkheidscoëfficiënt ook geschreven kan worden als:

$$o.c. = \frac{\sqrt{\sum (V_i - R_i)^2}}{\sqrt{\sum R_i^2}}$$

1) Van der Leeuw, De toekomst in retrospectief, E.S.B., 15-2-1984.

kan de o.c. op basis van alternatieve reeksen voorspellingen geschreven worden als:

$$o.c.^* = \frac{\sqrt{\sum (V_1^* - R_1)^2}}{\sqrt{\sum R_1^2}}$$

Door nu o.c. te delen door o.c.\* kan de relevantie van alternatieve voorspellingen onmiddellijk getoetst worden. Indien o.c./o.c.\* kleiner is dan één dan zijn de reeksen voorspellingen van het Centraal Planbureau "beter" dan de alternatieve reeksen. In het omgekeerde geval staat, zeker in het geval de alternatieve voorspellingen significant beter zijn, de waarde van het C.P.B. als voorspelinstituut ter discussie.

Ten aanzien van de kwalitatieve interpretatie van de te berekenen ongelijkheidscoëfficiënten zou ruwweg de volgende afspraak gemaakt kunnen worden:

<u>indien de o.c.</u>	<u>resultaat</u>
> 1.00	zeer slecht
0.76 - 1.00	slecht
0.51 - 0.75	matig
0.26 - 0.50	goed
< 0.25	uitstekend

De hiervoor behandelde ongelijkheidscoëfficiënt is in een eerdere<sup>1)</sup> publicatie van Theil in een enigszins andere vorm naar voren gekomen. Met name de normering geschiedde op een andere wijze. In plaats van normering d.m.v. de middelbare waarde der realisaties liet Theil in de noemer van de ongelijkheidscoëfficiënt ook de voorspellingen een rol spelen:

1) H. Theil, *Economic Forecasts and Policy*, 1965, blz. 32.

$$\text{o.c. (Alt)} = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \Sigma (V_1 - R_1)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \Sigma V_1^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \Sigma R_1^2}}$$

Tegenover het voordeel van deze maatstaf (altijd een waarde tussen 0 en 1) staan twee door Theil zelf in zijn publicatie van 1965 vermelde nadelen:

- deze alternatieve ongelijkheidscoëfficiënt is minder direct gerelateerd aan het concept voorspellingsfout;
- omdat de noemer nu mede van de voorspellingen afhangt, is het niet meer waar dat de ongelijkheidscoëfficiënt, gegeven de realisatie, geheel bepaald wordt door de wortel uit het gemiddelde van de gekwadrateerde voorspelfouten. En dit is tegen het idee van het criterium gebaseerd op een kwadratische verliesfunctie.

Naast bovengenoemde ongelijkheidsmaatstaven vermeldt Wartna<sup>1)</sup> als alternatieven:

$$\text{A.} \quad \text{o.c.} = \frac{2 \cdot \Sigma (V_1 \cdot R_1)}{\Sigma V_1^2 + \Sigma R_1^2} \quad (\text{Sommerey})$$

$$\text{B.} \quad \text{o.c.} = \sqrt{\frac{1}{n} \Sigma \left( \frac{V_1 - R_1}{R_1} \right)^2} \quad (\text{Wartna})$$

$$\text{C.} \quad \text{o.c.} = 1 - \frac{\Sigma (V_1 - R_1)^2}{\Sigma R_1^2} \quad (\text{Wartna})$$

Naast enkele van de reeds hiervoor vermelde alternatieven vermeldt Hempenius<sup>2)</sup> nog een ongelijkheidscoëfficiënt welke op een alternatieve wijze is genormeerd.

1) J. Wartna, Bouw en gebruik van econometrische modellen, 1974, blz. 146.

2) A.L. Hempenius, Forecast accuracy analysis, Statistica Neerlandica, januari 1981.

$$D. \quad o.c. = \frac{\sqrt{\Sigma(V_1 - R_1)^2}}{\sqrt{\Sigma(R_1 - \bar{R})^2}}$$

In plaats van normering via de middelbare waarde der realisaties is nu gekozen voor normering via de standaarddeviatie van de realisaties. Indien de voorspelling telkenjare precies gelijk is aan de gemiddelde realisatie over het te beschouwen tijdvak, zodat er dan geen systematische voorspelfout is immers  $\bar{V} = \bar{R}$ , zal deze ongelijkheidscoëfficiënt de waarde één krijgen. Bij een kleinere waarde is het voorspelinstituut er blijkbaar in geslaagd ook de schommelingen rond de gemiddelde realisatie enigszins correct in te schatten.

Zoals eerder vermeld zullen in een vervolgstudie enkele van bovengenoemde alternatieve ongelijkheidscoëfficiënten in de analyse gebruikt worden. In feite kan dan naar voren komen of het toepassen van andere criteria op hetzelfde bronnenmateriaal tot andere conclusies omtrent de voorspelprestaties van het C.P.B. aanleiding geeft.

#### 4.3. Omslagpunten, acceleraties, deceleraties en stabilisatiepunten

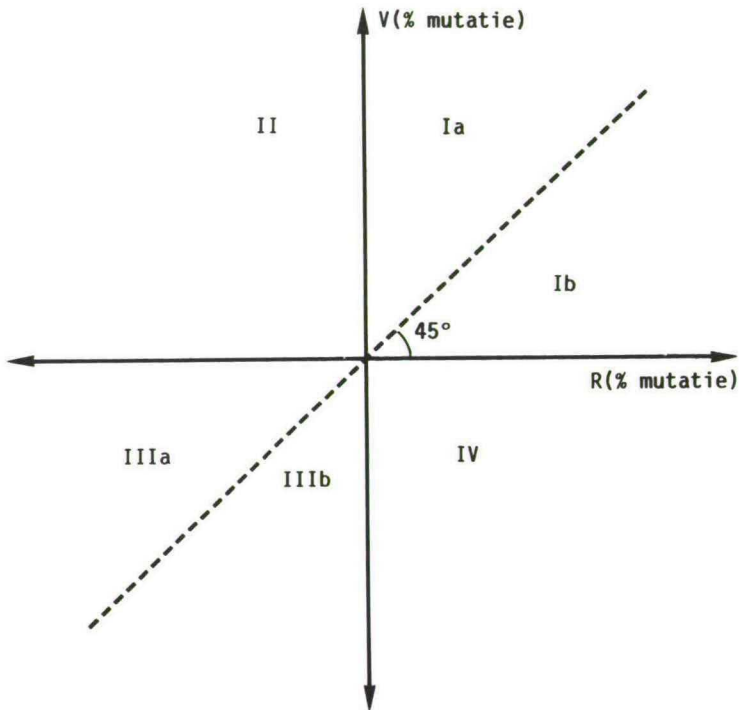
De waardering van voorspellingsresultaten dient niet te worden beperkt tot het beoordelen van ongelijkheidscoëfficiënten alleen. Aandacht moet zeker ook worden besteed aan het feit of men erin geslaagd is omslagpunten, acceleraties (versnellingen), deceleraties (vertragingen) dan wel stabiliteit in de ontwikkeling goed te voorspellen. Volgens Van de Beld<sup>1)</sup> is dit in het bijzonder van belang wanneer de economische beleidsmaatregelen meer berusten op de voorspelling van tendenties dan van exacte getallen.

Er zijn in dit verband twee soorten fouten. De voorspelling van een bepaalde ontwikkeling kan immers onjuist blijken te zijn maar ook het niet voorspellen van een dergelijke ontwikkeling kan fout zijn.

1) Voorspelling en Realisatie, C.P.B., monografie no. 10, 1965.

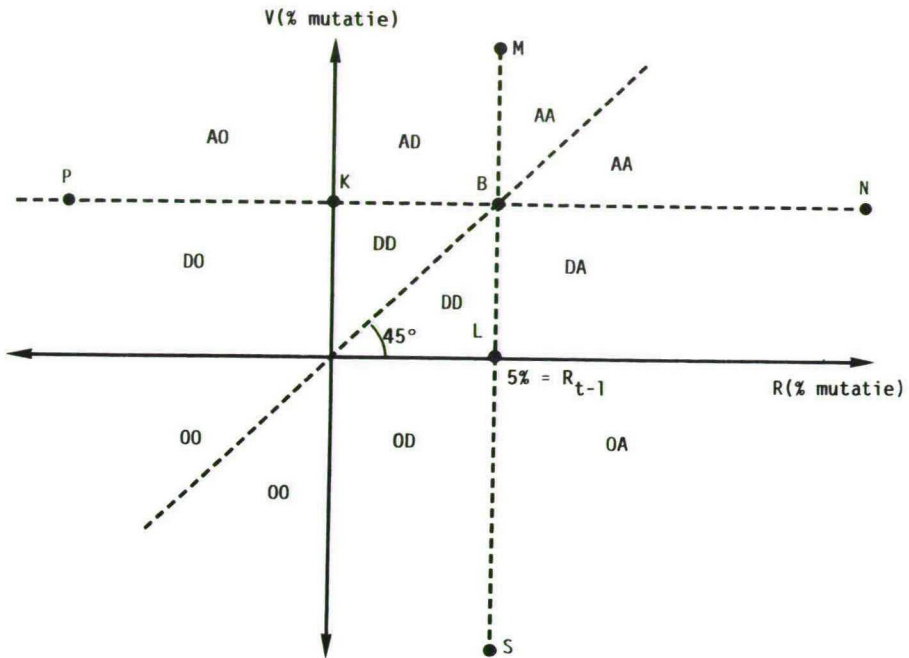


De beoordeling kan worden verduidelijkt door het volgende diagram, waarin voorspellingen en realisaties van mutaties van een bepaalde variabele in een vierkwadranten-figuur tegen elkaar zijn afgezet. De gestippelde  $45^\circ$  lijn geeft perfecte voorspellingen weer. Overschattingen van mutaties in variabelen worden weergegeven door punten in de vlakken  $I^a$  en  $III^a$ , onderschattingen in de vlakken  $I^b$  en  $III^b$ . Het gehele vlak links van de  $45^\circ$  lijn (dus  $I^a$ , II en  $III^a$ ) omvat de verzameling niveau-overschattingen, terwijl het gebied rechts van deze lijn (dus  $III^b$ , IV en  $I^b$ ) niveau-onderschattingen betreft. Omslagfouten (bijv. voorspelling = -2%, realisatie = +4%) manifesteren zich in de kwadranten II en IV.



Figuur 4.2.

Acceleraties, deceleraties, stabilisaties en omslagpunten kunnen als volgt in een figuur worden weergegeven. Stel dat er in het voorafgaande jaar van variabele  $x$  een positieve realisatie was ( $R_{t-1} = +5\%$ ).



Figuur 4.3.

Met behulp van de in figuur 4.3 weergegeven lettercombinaties, waarbij de eerste letter de voorspelling en de tweede letter de realisatie betreft, kunnen de volgende situaties onderscheiden worden:

1. Uitgaande van de verticale stippellijn ter hoogte van  $R_{t-1} = +5\%$  worden gerealiseerde acceleraties weergegeven door punten rechts van deze lijn; gerealiseerde deceleraties worden weergegeven door punten tussen deze lijn en de verticale V-as.
2. Voorspelde acceleraties zijn gesitueerd boven de horizontale lijn door het punt B (het snijpunt van de  $45^\circ$  lijn en de verticale lijn ter hoogte van  $R_{t-1}$ ); voorspelde deceleraties bevinden zich tussen deze horizontale lijn door B en de horizontale R-as.
3. Een juist voorspelde acceleratie respectievelijk deceleratie vinden we in het gebied AA resp. DD. Een acceleratiefout (acceleratie wel voorspeld, maar niet gerealiseerd) treffen we aan in het gebied AD. Een deceleratiefout in het gebied DA.

4. Stabilisaties bevinden zich precies in het punt B. Een stabilisatiefout wordt gevonden op een punt van de verticale stippellijn door punt B.
5. Gerealiseerde omslagpunten vinden we links van de verticale V-as; gerealiseerde en voorspelde omslagpunten komen voor in het derde kwadrant. Voor het overige spreken de lettercombinaties voor zich.

In een tabel samengevat kunnen de volgende situaties in figuur 4.3 worden aangetroffen (uitgaande van punt B):

Tabel 4.3.1.

Realisatie +				
Voorspelling +	Omslag-punt	Acceleratie	Deceleratie	Stabiliteit
Omslagpunt	OO	OA	OD	Lijn LS
Acceleratie	AO	AA	AD	Lijn MB
Deceleratie	DO	DA	DD	Lijn BL
Stabiliteit	Lijn PK	Lijn BN	Lijn KB	Punt B

In paragraaf 5.6 zal met behulp van een soortgelijke tabel als hierboven een beoordeling van de voorspelkwaliteit van het C.P.B. worden gegeven. Bij deze beoordeling, welke dus niet gericht is op exacte kwantitatieve verschillen tussen voorspelde en gerealiseerde mutaties, komen twee aspecten aan de orde:

- a. het aantal keren dat een voorspelde ontwikkeling werd gerealiseerd;
- b. het aantal keren dat realisaties inderdaad werden voorspeld c.q. niet werden voorspeld.

#### 4.4. Ongelijkheidsproporties

Van de in de sub-paragraaf 4.2 beschreven ongelijkheidscoëfficiënt(en) vormt de teller het belangrijkste element. De noemer is immers slechts bedoeld om een geschikte meeteenheid te verkrijgen. Na kwadratering kan bovenvermelde teller als volgt uitgesplitst worden:

$$\frac{1}{n} \Sigma (V_1 - R_1)^2 = (\bar{V} - \bar{R})^2 + (\sigma_V - \sigma_R)^2 + 2(1-r)\sigma_V \cdot \sigma_R \quad (4.4.1)$$

De drie termen achter het =-teken hebben elk een eigen betekenis. De eerste term staat voor het gekwadrateerde verschil tussen de gemiddelde voorspelling en de gemiddelde realisatie, immers:

$$\bar{V} = \frac{1}{n} \Sigma V_1 \quad ; \quad \bar{R} = \frac{1}{n} \Sigma R_1$$

Alleen in de situatie dat de gemiddelde voorspelling exact gelijk is aan de gemiddelde realisatie heeft de eerste term een waarde nul. Een positieve of negatieve waarde van deze eerste term kan men aanduiden als een fout in de centrale tendentie ofwel een systematische voorspelfout. De tweede term is het gekwadrateerde verschil tussen de standaarddeviatie van de voorspellingen en de standaarddeviatie van de realisaties. Immers:

$$\sigma_V = \sqrt{\frac{1}{n} \Sigma (V_1 - \bar{V})^2} \quad \text{en} \quad \sigma_R = \sqrt{\frac{1}{n} \Sigma (R_1 - \bar{R})^2}$$

Indien de tweede term van nul afwijkt kan men zeggen dat er sprake is van ongelijke variantie. In de derde term speelt de correlatiecoëfficiënt  $r$  een rol;

$$r = \frac{\frac{1}{n} \Sigma (V_1 - \bar{V})(R_1 - \bar{R})}{\sigma_V \cdot \sigma_R}$$

Deze derde term is gelijk aan nul indien de correlatiecoëfficiënt de waarde één aanneemt dan wel indien één der standaarddeviaties aan nul gelijk is. Voorspelfouten welke leiden tot een positieve derde term zijn

toe te schrijven aan onvolledige covariantie.

Door nu in bovenvermelde formule (4.4.1) beide leden te delen door de term vóór het ==-teken krijgt men de zogenaamde ongelijkheidsproporties:

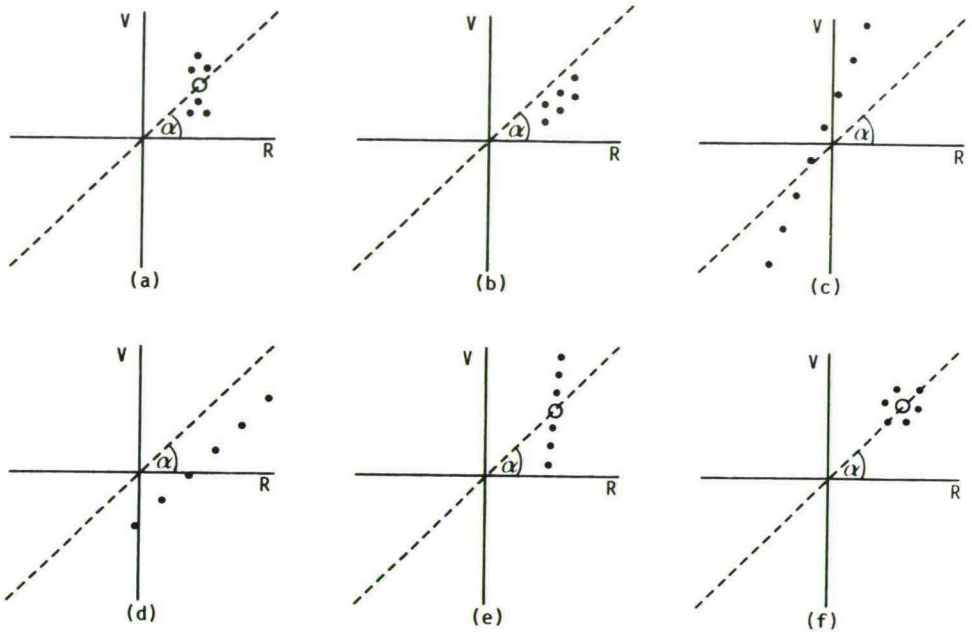
$$U^m = \frac{(\bar{V} - \bar{R})^2}{\frac{1}{n} \sum (V_i - R_i)^2}$$

$$U^s = \frac{(\sigma_V - \sigma_R)^2}{\frac{1}{n} \sum (V_i - R_i)^2}$$

$$U^c = \frac{2(1-r)\sigma_V \cdot \sigma_R}{\frac{1}{n} \sum (V_i - R_i)^2}$$

De som  $U^m + U^s + U^c$  is natuurlijk gelijk aan één. In onderstaande tekeningen is bij wijze van voorbeeld een aantal situaties afgebeeld waarbij een of twee ongelijkheidsproporties de waarde nul heeft (hebben).





V = % mutatie voorspelling ; R = % mutatie realisatie ; 0 = gemiddelde realisatie = gemiddelde voorspelling;  $\text{tg}\alpha = 45^\circ$

Figuur 4.4.

Toelichting bij de figuren (a) t/m (f).

- (a)  $U^m = 0$ . Het open cirkeltje geeft aan dat gemiddelde voorspelling en gemiddelde realisatie op de  $45^\circ$  lijn liggen en dus aan elkaar gelijk zijn.
- (b)  $U^s = 0$ . De regressielijn door de  $n$  punten loopt evenwijdig met de  $45^\circ$  lijn. De standaarddeviaties zijn aan elkaar gelijk.
- (c)  $U^c = 0$ . De correlatiecoëfficiënt is exact één. Alle punten liggen op een rechte lijn welke noch samenvalt met noch evenwijdig loopt aan de  $45^\circ$  lijn (zodat in ieder geval  $U^s > 0$ ).

- (d)  $U^S = U^C = 0$  en dus  $U^m = 1$ . Alle punten liggen op een rechte lijn ( $r = 1$ , dus  $U^C = 0$ ) welke evenwijdig loopt met de  $45^\circ$  lijn (dus  $U^S = 0$ ).
- (e)  $U^m = U^C = 0$  en dus  $U^S = 1$ . Alle punten liggen op een rechte lijn ( $r = 1$ , dus  $U^C = 0$ ) en de gemiddelde voorspelling en gemiddelde realisatie zijn aan elkaar gelijk (open cirkeltje op de  $45^\circ$  lijn) en dus  $U^m = 0$ .
- (f)  $U^m = U^S = 0$  en dus  $U^C = 1$ . De regressielijn door de  $n$  punten valt samen met de  $45^\circ$  lijn (dus  $U^S = 0$ ) en de gemiddelde voorspelling en gemiddelde realisatie zijn aan elkaar gelijk (dus  $U^m = 0$ ).

Een decompositie in ongelijkheidsproporties heeft enkel zin indien het licht werpt op de aard van de voorspelfouten. Een vrij hoge  $U^m$  impliceert een ernstige, systematische fout. Over een zekere periode gemeten heeft de voorspeller een gemiddelde voorspelling afgeleverd welke behoorlijk afwijkt van de gemiddelde realisatie. Een vrij hoge  $U^S$  duidt op een flink verschil tussen de standaarddeviaties van voorspellingen en realisaties. Deze ongelijkheidsproportie is groter naarmate men voorzigtiger voorspelt dan wel naarmate de realisaties sterker fluctueren. Een vrij hoge  $U^C$  kan als de minst ernstige fout beschouwd worden. Men mag immers van een onvolmaakt voorspeller niet verwachten dat zijn voorspellingen perfect gecorreleerd zijn met de feitelijke realisaties. Dit soort fouten is als onsystematisch te beschouwen, terwijl een positieve  $U^m$  en  $U^S$  op systematische fouten duiden. De meest wenselijke verdeling is aldus:  $U^m = U^S = 0$  en  $U^C = 1$ .

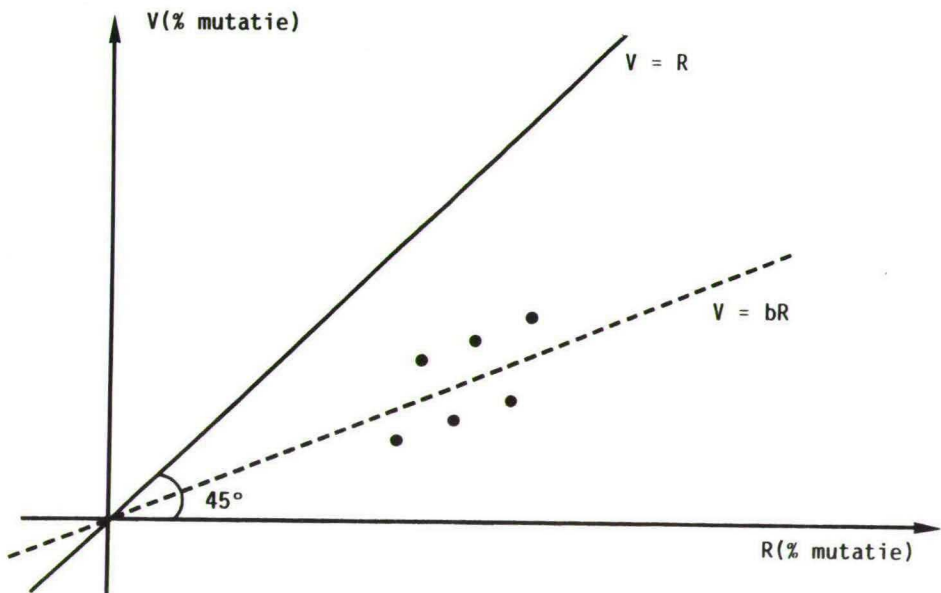
Omdat de feitelijke ongelijkheidscoëfficiënt het beste de kwaliteit van de voorspellingen aangeeft, kan de hypothese geopperd worden dat hoe lager de ongelijkheidscoëfficiënt is hoe geringer ook de systematische fouten zullen zijn, zodat dan ook  $U^m$  en  $U^S$  laag zullen zijn. Met andere woorden, er zal een positief verband moeten zijn tussen  $(U^m + U^S)$  en de ongelijkheidscoëfficiënt. De consequentie hiervan zal dan moeten zijn dat er tussen de o.c. en  $U^C$  een negatief verband bestaat, d.w.z. hoe hoger de o.c. des te lager de  $U^C$  en vice versa.

#### 4.5. De kleinste kwadratenschatting

Een andere methode om de kwaliteit van de voorspellingen te toetsen berust op regressie-analyse. In het spreidingsdiagram met procentuele realisaties op de horizontale as en procentuele voorspellingen op de verticale as zou een lijn van punten die perfecte voorspellingen voorstelt samenvallen met de 45° lijn. De som van de gekwadrateerde voorspellingsfouten is nul. De regressielijn luidt dan:  $V = R$ . In situaties met een verzameling niet perfecte voorspellingen zal de regressielijn (indien geschat zonder constante term) luiden:  $V = b.R$ , waarbij  $b$  gelijk is aan de kleinste kwadratenschatter van  $V$  op  $R$ :

$$b = \frac{\sum(V_i \cdot R_i)}{\sum R_i^2}$$

Omdat de ideale waarde van  $b$  één is, kan de gemiddelde afwijking t.o.v. de lijn met de perfecte voorspellingen aangegeven worden door  $b-1$ . Een negatieve waarde voor  $b-1$  duidt op een gemiddelde onderschatting (zie de figuur hieronder), een positieve waarde voor  $b-1$  duidt op een gemiddelde overschatting.



Figuur 4.5.

Hieraan gekoppeld is natuurlijk ook de spreiding rondom de lijn  $V = b.R$  van belang. Immers in de ene situatie kan bijv. een uitkomst  $b = 0.75$  samengaan met alle waarnemingen op de lijn  $V = 0.75 R$ , terwijl in een andere situatie eenzelfde uitkomst  $b = 0.75$  gepaard gaat met een aantal punten boven en een aantal punten onder deze lijn. Indien de afstand tussen elk punt en de lijn  $V_1 = b.R_1$  gedefinieerd wordt als  $E_1$ , dan kan de spreiding gemeten worden door:

$$\frac{\Sigma(E_1)^2}{n}$$

ofwel, genoteerd in genormeerde zin:

$$\frac{\frac{1}{n} \Sigma(E_1)^2}{\frac{1}{n} \Sigma(V_1)^2} = 1-c^2$$

ofwel

$$\sqrt{1-c^2} = \sqrt{\frac{\Sigma(E_1)^2}{\Sigma(V_1)^2}} \quad (4.5.1)$$

Hierin staat  $c$  voor  $\frac{\Sigma(V_1 \cdot R_1)}{\sqrt{\Sigma V_1^2} \cdot \sqrt{\Sigma R_1^2}}$

De "ideale" waarde van  $(b-1)$  en  $\sqrt{1-c^2}$  is natuurlijk nul, immers de regressielijn valt dan samen met de  $45^\circ$  lijn en er is geen spreiding van punten rondom deze lijn.

Op de volgende wijze kunnen beide elementen in één formule verwerkt worden; het kwadraat van de in paragraaf 4.2 geformuleerde ongelijkheidscoëfficiënt van Theil is:

$$(o.c.)^2 = \frac{\frac{1}{n} \Sigma(V_1 - R_1)^2}{\frac{1}{n} \Sigma R_1^2}$$

Omdat hierboven  $V_1 - b.R_1$  gedefinieerd is als  $E_1$ , kan voor  $V_1$  ingevuld worden:  $V_1 = b.R_1 + E_1$  ofwel

$$(o.c.)^2 = \frac{\Sigma(b.R_1 + E_1 - R_1)^2}{\Sigma R_1^2} = (b-1)^2 + \frac{\Sigma E_1^2}{\Sigma R_1^2}$$

Na invulling hierin van formule (4.5.1) volgt:

$$(o.c.)^2 = (b-1)^2 + (1-c^2) \frac{\Sigma V_1^2}{\Sigma R_1^2} \quad (4.5.2)$$

In deze formule is de eerste term achter het  $=$ -teken de 'bias'component, veroorzaakt door systematische over- of onderschatting. De tweede term wordt genoemd de 'dispersion'component; het is een maatstaf voor de spreiding rondom de lijn  $V_1 = b.R_1$ .

Indien nu, precies zoals in paragraaf 4.4 t.a.v. de ongelijkheidsproporties gedaan is, de beide termen achter het  $=$ -teken gedeeld worden door de term voor het  $=$ -teken, krijgen we twee componentaandelen, aan te geven als resp.  $d_b^2$  en  $d_e^2$ :

$$1 = \frac{(b-1)^2}{(o.c.)^2} + (1-c^2) \frac{\Sigma V_1^2}{\Sigma R_1^2} \cdot \frac{1}{(o.c.)^2} = d_b^2 + d_e^2 \quad (4.5.3)$$

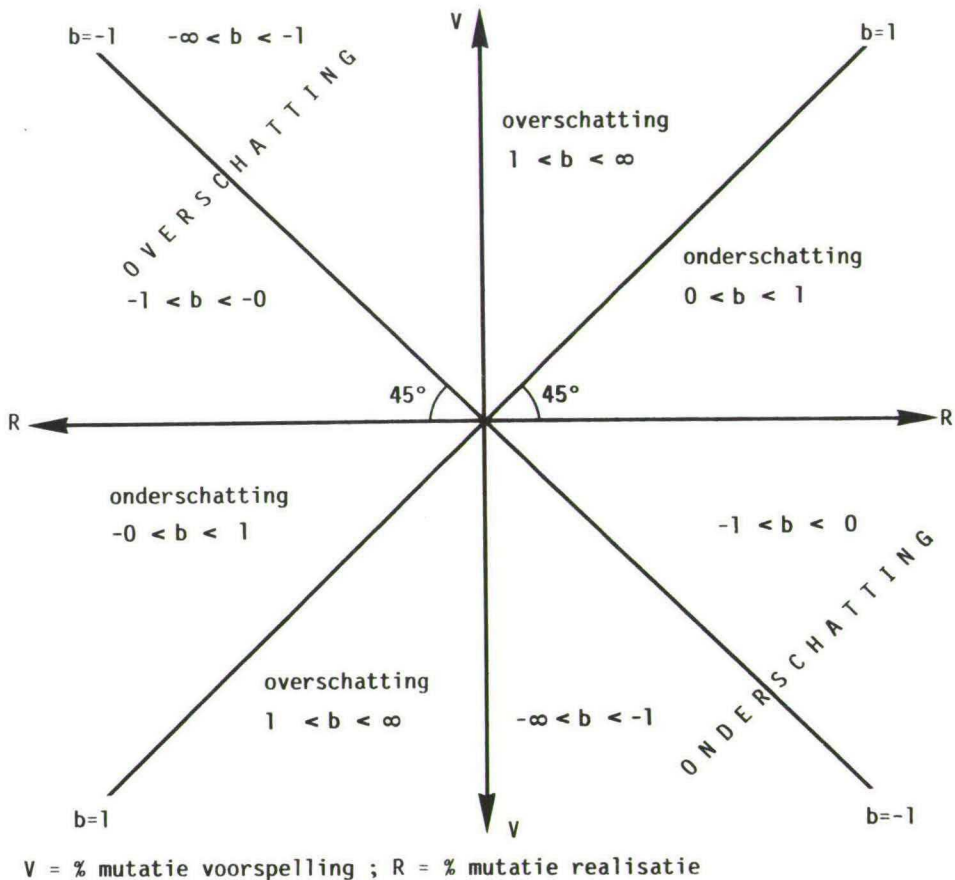
Van der Leeuw<sup>1)</sup> merkt t.a.v. het bovenstaande het volgende op: 'Meestentijds wordt over- c.q. onderschatting gebaseerd op de coëfficiënt  $\Sigma(V_1 R_1)/\Sigma R_1^2$ , de kleinste kwadratenschatter van  $V$  op  $R$ , zonder constante. Is deze coëfficiënt kleiner dan één dan is er sprake van onderschatting, anders van overschatting. Dit is evenwel alleen juist indien voorspelling en realisatie paarsgewijs hetzelfde teken hebben! Zouden alle voorspellingen positief en alle realisaties negatief zijn (dus overschatting), dan wordt de te schatten coëfficiënt negatief en dus zou men tot

1) De toekomst in retrospectief. Over de voorspelkwaliteit van de Macro Economische Verkenning. E.S.B., 15-2-1984.



onderschatting moeten concluderen. Ook ingeval slechts enkele paren een tegengesteld teken vertonen deugt deze coëfficiënt nog niet. Naarmate deze overschatting groter is, zal er eerder van onderschatting sprake zijn, omdat de methode gebaseerd is op het minimaliseren van de loodrechte afstand tussen lijn en waarneming'.

De opmerking van Van der Leeuw kan door de volgende grafiek geïllustreerd worden (V en R luiden natuurlijk in procentuele mutaties).



Figuur 4.6.

Bij de interpretatie van de in paragraaf 5.8 te bespreken componentaandelen  $d_b^2$  en  $d_e^2$  zal natuurlijk met het bovenstaande rekening gehouden moeten worden.

Om bovengenoemde reden volgt Van der Leeuw zelf een wat andere benadering. Als maatstaf voor over- c.q. onderschatting wordt gekozen voor de gemiddelde fout over de beschouwde periode. Dit kan men ook opvatten als een regressie van  $V$  op  $R$ , onder de restrictie dat de coëfficiënt van  $V$  één is. De (zuivere) schatter van de constante is dan gelijk aan de gemiddelde fout. Teneinde te toetsen of deze constante significant van nul verschilt, dient men deze te delen door zijn standaarddeviatie. De resulterende  $t$ -waarde kan dan uitsluitel geven of de overschatting c.q. onderschatting significant is.

#### 4.6. Onvoorwaardelijke versus voorwaardelijke vergelijking van voorspelling en realisatie

De analyse van de verschillen tussen CPB-voorspellingen en realisaties zal een onvoorwaardelijke analyse zijn, dat wil zeggen dat bij de analyse van de voorspelkwaliteit van het C.P.B. geen rekening gehouden wordt met het feit dat de (soms aanzienlijke) verschillen tussen voorspelling en realisatie dikwijls in belangrijke mate hun oorzaak vinden in de reactie van het economisch beleid op de voorspellingen alsmede in andere, met name externe gebeurtenissen en ontwikkelingen. Zo kan bijv. voorspeld worden dat een bepaalde variabele hoogstwaarschijnlijk 3% zal toenemen. In samenhang daarmee zullen allerlei variabelen met een bepaald percentage veranderen. Indien deze ontwikkeling bij de overheid, gezien haar doelstellingen, geen goedkeuring wegdraagt zal zij achteraf een combinatie van economisch politieke instrumenten inzetten met het doel de economische ontwikkeling in de door haar gewenste richting te sturen. Hierdoor zal er per sé - ook als het model op zeer adequate wijze de werkelijkheid beschrijft - een verschil ontstaan tussen de oorspronkelijke voorspellingen en de uiteindelijke realisaties. Ditzelfde effect zal natuurlijk ook optreden indien bijv. de exogene variabele wereldin-

voer uiteindelijk (achteraf) met een ander percentage muteert dan aanvankelijk door het C.P.B. is verondersteld. Op basis van de oorspronkelijke voorspelling van de wereldinvoer worden allerlei berekeningen uitgevoerd die uitmonden in een hele set voorspellingen voor allerlei variabelen. Door de wijziging in de wereldinvoer kan er een groot verschil ontstaan tussen de (oorspronkelijke) voorspelling en de (uiteindelijke) realisatie van allerlei variabelen. Deze verschillen kunnen dan niet toegeschreven worden aan de onbekwaamheid van het voorspelinstituut. (Bij toeval is het natuurlijk ook niet geheel uitgesloten dat door een "verkeerde" inzet van een bepaalde exogene de voorspelling en de realisatie dichter bij elkaar liggen dan het geval zou zijn geweest bij de - achteraf - exact juiste waarde van die exogene.) Het onvoorwaardelijk vergelijken staat tegenover het voorwaardelijk vergelijken, waarbij de "juiste" cijfers voor de exogene variabelen worden ingevuld waardoor men de voorspelkracht van het model, waarop de voorspellingen berusten, beter kan onderzoeken. Lips en Schouten<sup>1)</sup> hebben in 1957 een dergelijk onderzoek naar de voorspelkwaliteit van het zogenaamde model 1955 ingesteld. Voor de periode 1949-1953 hebben zij de realisaties en de voorspellingen die gedaan zouden zijn bij volmaakt nauwkeurige raming van de exogenen met elkaar vergeleken. Hun conclusie luidde dat het model 1955 van bevredigende kwaliteit was en dat de onderschattingen te wijten waren aan onderschatting van exogene variabelen.

Wij zullen ons in onderhavig onderzoek beperken tot de onvoorwaardelijke analyse omdat het ons onmogelijk is alle in de loop van de tijd door het C.P.B. gebruikte modellen exact op te sporen (inclusief de vaak ad hoc aangebrachte wijzigingen).

1) J. Lips en D.B.J. Schouten, The reliability of the policy model used by the Central Planning Bureau; Income and Wealth, series VI, 1957.

#### 4.7. Normering over de gehele periode versus normering per sub-periode

Eerder is aan de orde geweest dat bij het berekenen van ongelijkheidscoëfficiënten elke voorspellingsfout (V-R) wordt 'genormeerd' door deze te delen door de middelbare waarde van alle realisaties in de steekproefperiode. In principe zijn er nu twee varianten te onderscheiden:

- a. ook wanneer er een ongelijkheidscoëfficiënt voor een sub-periode wordt berekend worden alle voorspellingsfouten gedeeld door de middelbare waarde van de realisaties van de gehele periode;
- b. bij de berekening van een ongelijkheidscoëfficiënt in een bepaalde sub-periode wordt elke voorspellingsfout gedeeld door de middelbare waarde van de realisaties van die betreffende sub-periode.

Het nadeel van variant a is dat de relatief zeer hoge of lage waarden in een bepaalde sub-periode minder invloed hebben op de hoogte van de ongelijkheidscoëfficiënt in die periode. Dit impliceert tevens dat normering per sub-periode meer recht doet aan mogelijke verschillen in economische omstandigheden tussen de diverse sub-perioden. Om deze reden zal in onze analyse gekozen worden voor normering per sub-periode.



## Hoofdstuk V: VERGELIJKING VAN VOORSPELLING EN REALISATIE

5.1. Ontwikkeling van de variabelen en variabelengroepen in de tijd

Wanneer we het basismateriaal, zoals opgenomen in bijlage II, bestuderen, valt allereerst een neiging tot onderschatting van de mutaties voor de meeste variabelen op. Wanneer we omslagfouten en exact goede voorspellingen even buiten beschouwing laten, dan geldt voor elk van de 19 variabelen dat het aantal mutatie-onderschattingen aanzienlijk groter is dan het aantal mutatie-overschattingen. Het aantal in de gehele periode exact voorspelde mutaties is klein: 14 van de in totaal 532 waarnemingen, dat is ongeveer 3%.

A. Externe variabelen

De groep externe variabelen bestaat enerzijds uit de variabele wereldhandel en anderzijds uit twee prijsvariabelen, de importprijzen en het concurrerend exportprijsspeil.

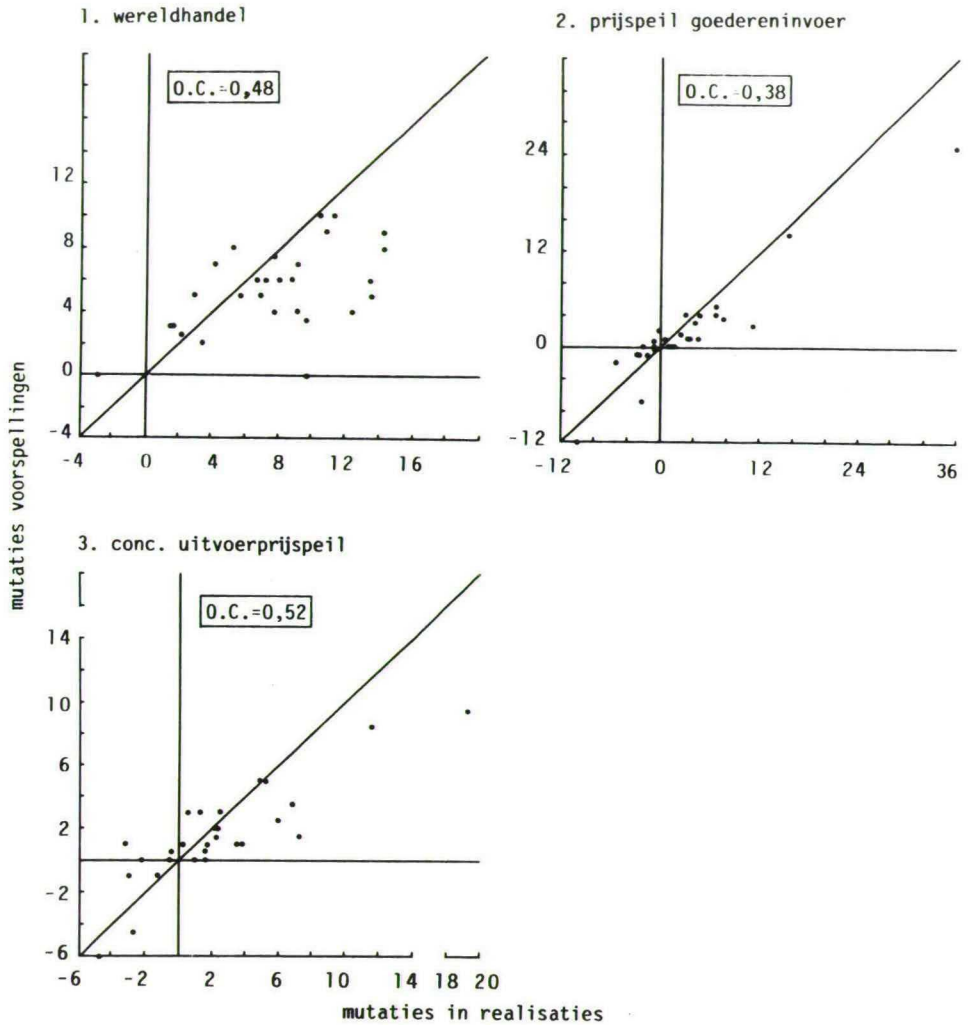
Gemiddeld over de gehele periode bezien is er van systematische onderschatting van alle drie variabelen sprake, zoals uit de laatste kolom van onderstaande tabel blijkt.

Tabel 5.1.1. Gemiddelde voorspelling en gemiddelde realisatie van de externe variabelen in de periode 1953-1980

Externe variabelen	Periode 1953 - 1980		
	$\bar{V}$	$\bar{R}$	$100 \bar{V}/\bar{R}$
1. wereldinvoer	5,4	7,6	71
2. invoerprijzen	1,7	2,9	59
3. concurr. uitv. prijspeil	1,6	2,3	70

Hierin:  $\bar{V}$  = gemiddelde voorspelling 1953-1980

$\bar{R}$  = gemiddelde realisatie 1953-1980



Figuur 5.1.a.

Indien we de ontwikkeling jaar voor jaar bestuderen, dan blijkt dat de twee prijsvariabelen over de gehele periode vrij redelijk voorspeld worden met uitzondering van de jaren 1973, 1974 en 1979. De onverwachte olieprijsstijgingen vormen hiervoor de verklaring.

De variabele (herwogen) wereldinvoer wordt veelal (21 van de 28 keer) onderschat. Met name in de jaren 1955, 1960, 1968, 1969 en 1976 is er van een aanzienlijke mutatie-onderschatting sprake.

Omdat min of meer aanzienlijke onderschattingen van belangrijke exogenen consequenties hebben voor de schatting van endogene variabelen is het zinvol stil te staan bij de oorzaken van de onderschattingen en bij de kwantitatieve invloed hiervan op de schatting van endogenen. In de periode 1953-1960 werd voor de wereldhandel een simpele voorspelmethode gevolgd. In feite blijken de voorspellingen met één periode vertraging vrij nauwkeurig de realisaties te volgen. Pas later is men van deze extrapolatiemethode afgestapt en is via een wereldhandelsmodel een meer verfijnde schattingsmethode gevolgd. De aanzienlijke onderschatting in 1968 en 1969 heeft volgens het Centraal Economisch Plan 1970 als oorzaak het niet voorziene opmerkelijk snelle herstel van m.n. de Duitse economie en de bijzondere impuls die de Franse economie door de gebeurtenissen van mei 1968 kreeg. Als gevolg van deze sterkere groei van de wereldhandel en ook omdat de Nederlandse uitvoerprijsontwikkeling gemiddeld bijna 1% per jaar achterbleef bij die der concurrenten kon de Nederlandse goederenuitvoer in 1969 en 1970 sterker toenemen dan de wereldhandel. Volgens het C.E.P. 1977 is de wereldhandel in 1976 veel meer toegenomen dan verwacht door de ongewoon krachtige aanvulling van voorraden in de industriële landen, als reactie op de recessie het jaar er voor.

Om een indicatie te kunnen geven van de kwantitatieve invloed van bijv. de onderschatting van de wereldhandel op de uitkomst voor een aantal endogenen kan gebruik gemaakt worden van variantenanalyses (de 'spoorboekjes') welke door het CPB veelal in de Centraal Economische Plannen zijn opgenomen. Zoals eerder in paragraaf 4.6 is vermeld kan de exacte invloed van onderschatting (dan wel overschatting) van exogene variabelen slechts door voorwaardelijke analyse van voorspellingen en realisaties opgespoord worden. Deze aanpak valt echter buiten het onderhavige onderzoek. Een indicatie van de effecten van onderschatting van

o.a. de variabele wereldhandel is terug te vinden in bijv. het C.E.P. 1970 (blz. 124 en 125).

Tabel 5.1.2. Effect van een wereldhandelsimpuls in 1970 met 1%

Procentuele mutaties (gecumuleerd) t.o.v. basisjaar				
	1970	1971[A]	1971[B]	1971[C]
Loonsom per werknemer	0	0,2	0,2	0,2
Prod. volume bedrijven	0,3	0,3	0,6	0
Cons. prijspeil	0	0	0	0
Volume part. cons.	0	0,2	0,2	0,2
Vol. bruto invest. bedr.	0,3	0,8	1,1	0,5
Vol. goederenuitvoer	0,9	0,7	1,6	-0,2
Prijspeil invest. bedr.	0	0	0	0
Saldo lop. rekening <sup>1)</sup>	80	70	150	-10
Werkloosheid <sup>2)</sup>	-1,4	-2,5	-3,9	-1,1

1) In miljoenen guldens.

2) \* 1000 personen.

[A] Effect in 1971 van een eenmalige, gehandhaafde impuls in 1970.

[B] Effect in 1971 van een voortdurende impuls.

[C] Effect in 1971 van een eenmalige, niet gehandhaafde impuls in 1970.

De invloed van een impuls op een aantal endogene variabelen (te vertalen als het effect van een onderschatting) blijkt duidelijk uit bovenstaande tabel. Wel moet hierbij aangetekend worden dat de exacte kwantitatieve omvang van procentuele mutaties afhankelijk is van de uitgangssituatie. Bij een andere uitgangspositie kan een impuls van eenzelfde omvang andere procentuele mutaties van genoemde endogenen met zich meebrengen. Een voorbeeld hiervan is terug te vinden in het C.E.P. 1972 (blz. 158 en 159). Hier wordt voor een middellange termijnperiode (1972-1975) de gemiddelde mutatie per jaar berekend van een jaarlijks 1% sterkere uitbreiding van de wereldhandel.



Tabel 5.1.3. Effect van een wereldhandelsimpuls met 1%

<u>Gemiddeld % mut. per jaar</u>	<u>1972-1975</u>
Loonsom per werknemer	0,7
Prod. volume bedrijven	0,4
Consumptieprijspeil	0,3
Volume part. consumptie	0,3
Volume bruto invest. bedr.	1,6
Volume goederenuitvoer	0,7
Werkgelegenheid bedrijven	0,2

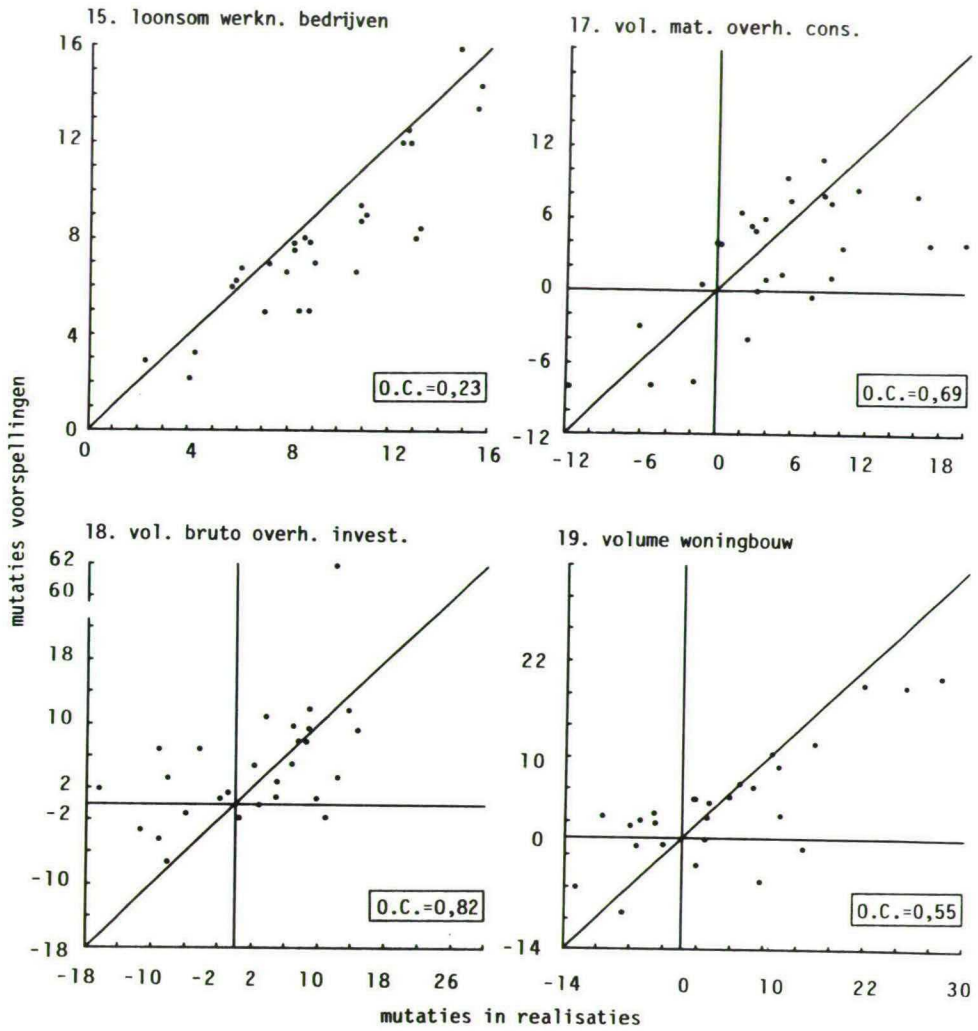
B. Instrumentvariabelen

Deze groep bestaat uit vier variabelen waarin het door de overheid gevoerde beleid tot uitdrukking komt.

Op sommige momenten vrij slechte voorspellingen van de volumemutaties van de materiële consumptie en de bruto investeringen van de overheid hangen voor een gedeelte samen met wijzigingen in het beleid ná het voorspellingsmoment. Deze wijzigingen werden via supplementaire begrotingen naar voren gebracht. Bovendien waren de ramingen met name in het begin der vijftiger jaren moeilijk omdat de militaire uitgaven sterk stegen en de verschillen tussen feitelijk en geautoriseerd budget groot waren.

Tabel 5.1.4. Gemiddelde voorspelling en gemiddelde realisatie van de instrumentvariabelen in de periode 1953-1980

Instrumentvariabelen	Periode 1953 - 1980		
	$\bar{V}$	$\bar{R}$	$100 \bar{V}/\bar{R}$
15. loonsom per werknemer	8,0	9,6	83
17. vol.mat. overh. cons.	2,7	4,6	59
18. vol. bruto overh. invest.	4,0	4,4	91
19. vol. woningbouw	4,2	5,2	81



Figuur 5.1.b.

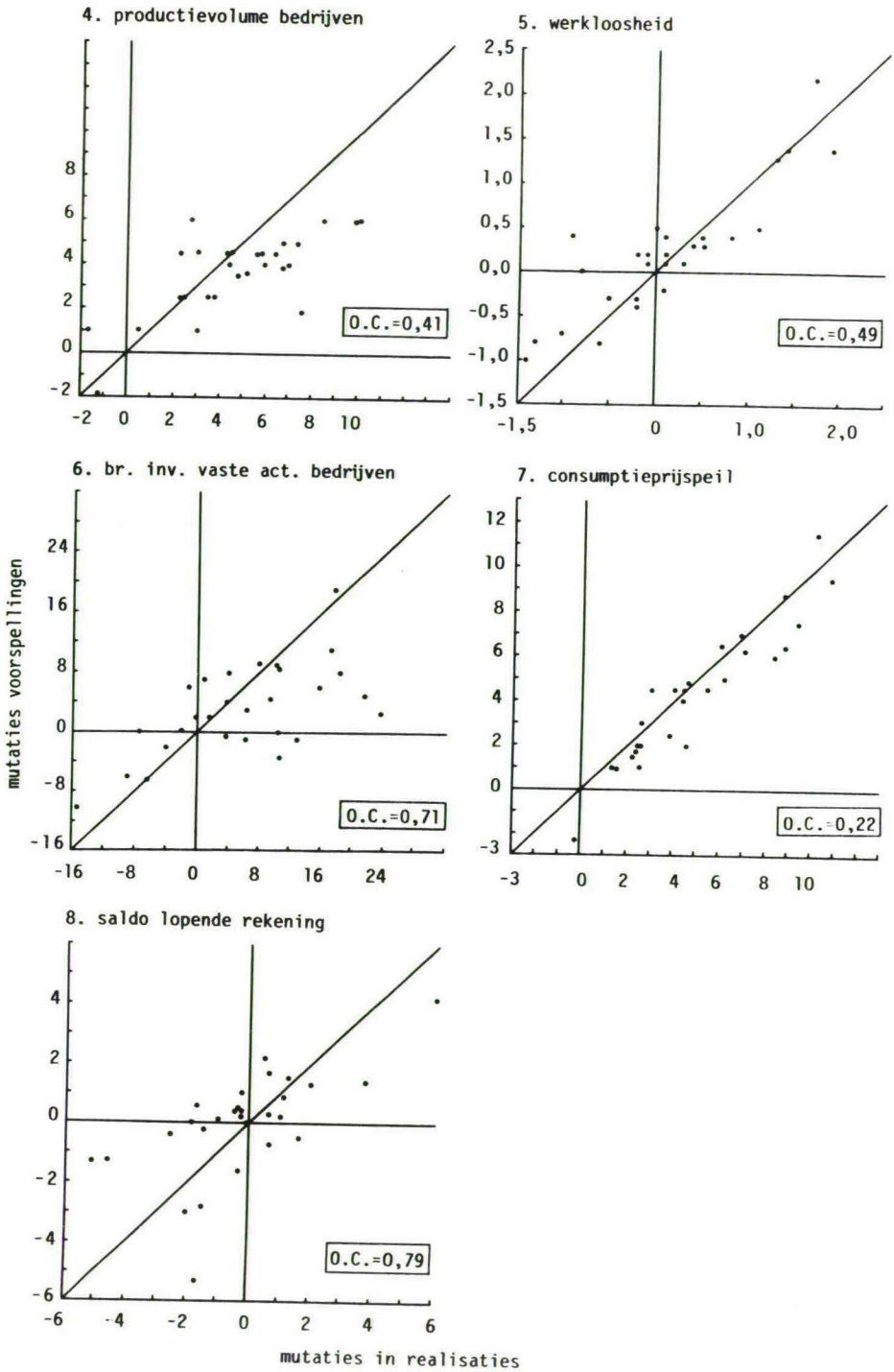
Bij de woningbouw speelt de overheid middels haar vergunningen-beleid een belangrijke rol. Daarom behoort ook deze grootheid tot de instrumentvariabelen. De voorspellingen vertonen, zoals verwacht, een niet zo mooie 'score' (o.a. acht omslagfouten). Plotselinge weersveranderingen en ook de wisselende bereidheid tot het bouwen van woningen in de particuliere sector zijn in deze (mede)verklarende factoren.

De variabele loonvoet in bedrijven is als instrumentvariabele beschouwd omdat de overheid jarenlang een geleide, lage-lonen-politiek voerde. Liefst 23 van de 28 keer is er sprake van een mutatieonderschatting van de loonvoet. Dit kan enerzijds voor een deel het gevolg zijn van onderschatting van de incidentele loonstijgingen en kan anderzijds een weerspiegeling zijn van een op het laag houden van lonen gericht overheidsbeleid. De vrij grote onderschatting in 1969 is toe te schrijven aan een te lage taxatie van de omvang van de contract-loonstijging. In 1970 was de te lage voorspelling te wijten aan het niet voorzien van de, onder invloed van de alom gespannen arbeidsmarkt, in en rond de Rotterdamse havens ontstane loonexplosie.

Uit bovenstaande tabel blijkt dat, gemeten over de gehele periode, het volume van de materiële overheidsconsumptie het slechtst voorspeld is. Gemiddeld bedroeg de voorspelling slechts 59% van de uiteindelijke realisatie. Uit tabel VII van bijlage III valt af te lezen dat met name de sub-perioden 1953-1957 en 1977-1980 hiervoor verantwoordelijk zijn.

### C. Doelvariabelen

De doelvariabelen zijn, evenals de irrelevante variabelen, endogeen. Dat wil zeggen, hun voorspellingen zijn via de modelvergelijkingen afhankelijk van de ramingen van de exogenen. Dit impliceert dat aanzienlijke misramingen bij de exogenen min of meer grote voorspelfouten bij de endogenen tot gevolg kunnen hebben. Met name komt dit tot uitdrukking bij het saldo op de lopende rekening van de betalingsbalans. Liefst 9 keer werd hier een omslagfout gemaakt.



Figuur 5.1.c.



Tabel 5.1.5. Gemiddeld voorspelling en gemiddelde realisatie van de doelvariabelen in de periode 1953-1980

Doelvariabelen	Periode 1953 - 1980		
	$\bar{V}$	$\bar{R}$	$100 \bar{V}/\bar{R}$
4. prod.volume bedrijven	3,6	4,7	77
5. werkloosheid	0,2	0,1	200
6. bruto invest. bedrijven	2,9	6,0	48
7. cons. prijspeil	4,3	5,0	86
8. saldo lopende rekening	0,0	-0,2	-

Ook de variabele volumemutatie bruto investeringen in vaste activa van bedrijven vertoont niet zo'n beste reeks voorspellingen. Over de gehele periode werden er 7 omslagfouten gemaakt. Met name de resultaten in de eerste helft van de totale periode zijn vrij matig. Van den Beld\*) schrijft dit toe aan te lage verwachtingen van de effectieve vraag, onvoldoende statistische gegevens en het statische karakter van het destijds gebruikte econometrische model.

Het consumptieprijspeil wordt van alle variabelen het best voorspeld, gezien de laagste ongelijkheidscoëfficiënt over de gehele periode (zie ook verderop).

Het productie-volume van bedrijven is 18 keer onderschat. Met name in de jaren 1955, 1960 en 1968 is er van een aanzienlijke onderschatting sprake. Zoals vermeld, hangt dit nauw samen met een grote onderschatting van de variabele wereldinvoer in die jaren.

Bij de voorspelling van de werkloosheid tenslotte spelen de gebruikelijke problemen t.a.v. saldo-grootheden een rol. Enerzijds is er de algemene economische ontwikkeling die via o.a. wereldinvoer, export, productie en arbeidsproductiviteitsontwikkeling de vraag naar arbeid bepaalt, anderzijds is er het min of meer exogene aanbod van arbeid. De vijf omslagfouten hangen hier ongetwijfeld mee samen.

\*) Voorspelling en Realisatie, 1965, blz. 26.

De lage score voor de variabele 'bruto investeringen in vaste activa door bedrijven', een gemiddelde voorspelling die slechts op 48% van de gemiddelde realisatie uitkomt, blijkt met name toegerekend te kunnen worden aan de perioden 1953-1957 en 1977-1980, in welke perioden een score van resp. 15% en 34% gehaald werd (zie tabel VII van bijlage III).

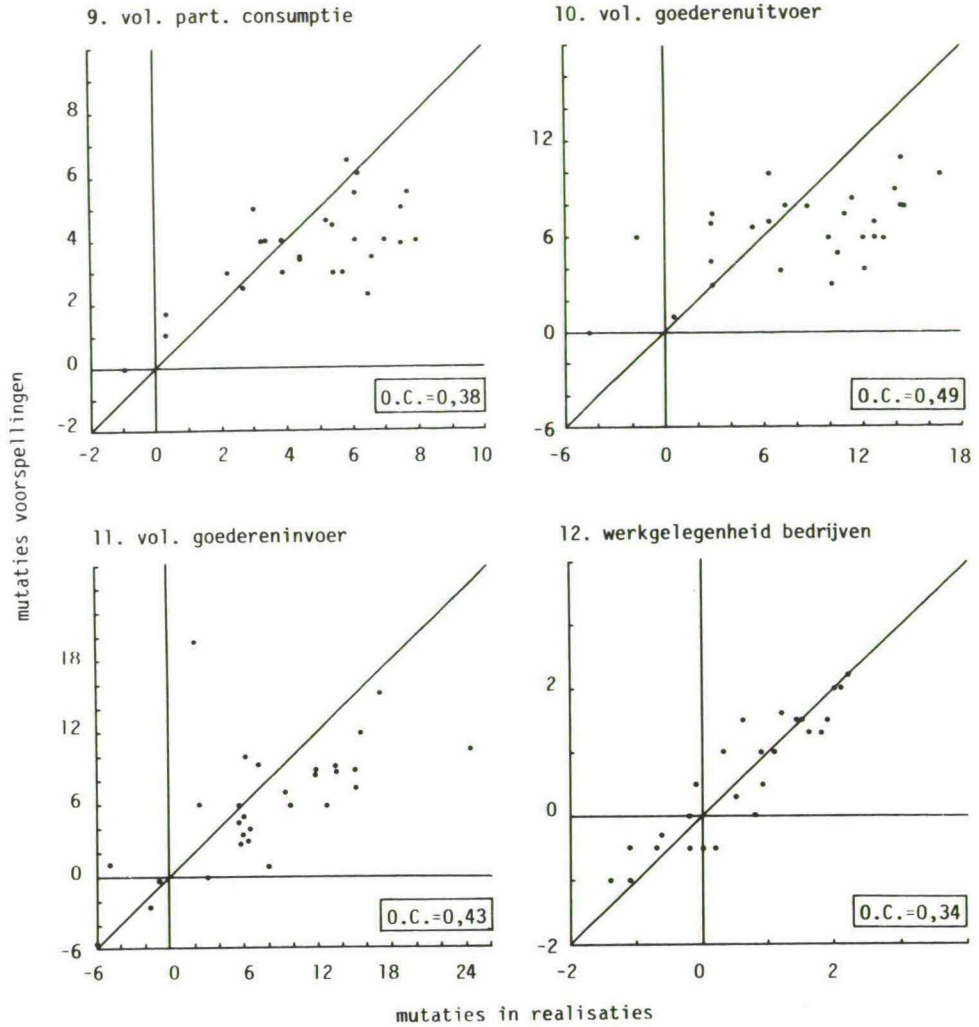
#### D. Irrelevante variabelen

Ook de mutaties in de irrelevante variabelen zijn via het model afhankelijk van de mutaties in de exogene variabelen en dus gevoelig voor fouten in de voorspellingen met betrekking tot het verloop van de exogene variabelen. Het meest opvallende voorbeeld is de variabele volume goederenuitvoer. In de periode 1953 t/m 1964 is er in 6 gevallen sprake van meer dan 100% onderschatting. Ook bij de andere irrelevante variabelen zoals het volume van de particuliere consumptie, het volume goedereninvoer en het reële nationale inkomen hebben onderschattingen de overhand, zoals uit onderstaande tabel blijkt.

Tabel 5.1.6. Gemiddelde voorspelling en gemiddelde realisatie van de irrelevante variabelen in de periode 1953-1980

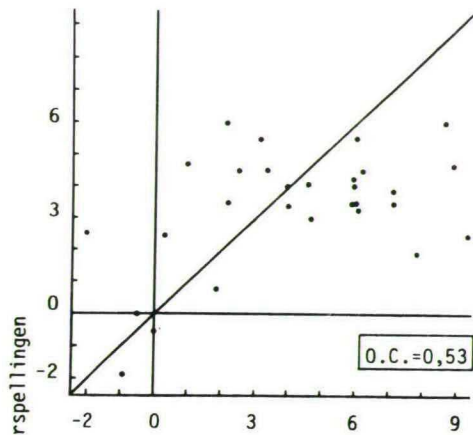
Irrelevante variabelen	Periode 1953 - 1980		
	$\bar{V}$	$\bar{R}$	$100 \bar{V}/\bar{R}$
9. volume part. consumptie	3,7	4,7	79
10. volume goederenuitvoer	6,3	8,5	74
11. volume goedereninvoer	6,1	8,4	73
12. werkgelegenheid bedr.	0,7	0,7	100
13. reëel nationaal inkomen	3,3	4,3	77
14. prijspeil goederenuitvoer	2,0	2,6	77
16. prijspeil bruto invest. bedr.	3,6	4,9	73

Omdat een gemiddelde over de gehele periode een enigszins vertekend beeld kan geven, is het interessant in tabel VII (bijlage III) de

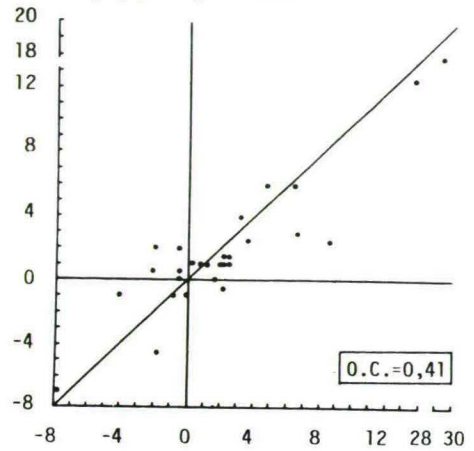


Figuur 5.1.d.

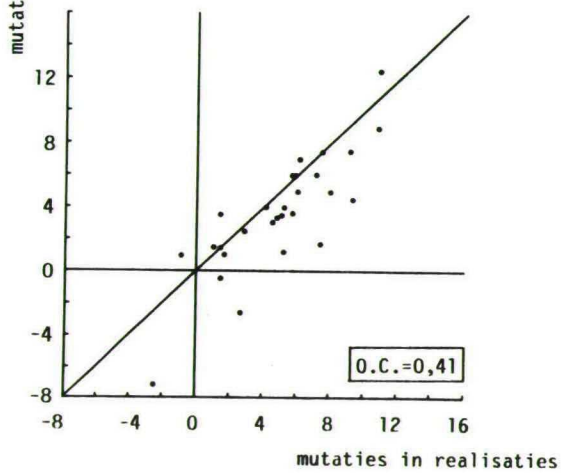
13. reëel nat. inkomen



14. prijspeil goederenuitvoer



16. prijspeil br. inv. vaste act. bedr.

Figuur 5.1.d. (vervolg)

achterliggende ontwikkeling per sub-periode te beschouwen. De loonsom per werknemer en het volume van de particuliere consumptie blijken de meest stabiele ontwikkeling te zien te geven. Ook is het mogelijk voor elke groep variabelen per sub-periode een ongewogen gemiddelde van de voorspellingsfouten te berekenen.

Tabel 5.1.6. Gemiddelde voorspellingsfout ( $\bar{V}-\bar{R}$ ) per groep variabelen, per sub-periode

	1953-57	1958-62	1963-69	1970-76	1977-80	1953-80
1. externe var.	-2,6	0,4	-1,1	-2,2	-0,9	-1,4
2. instrumentvar.	-4,1	0,5	-1,9	-0,5	0,3	-1,2
3. doelvariabelen	-2,8	-0,6	-0,6	-0,3	-0,4	-0,9
4. irrelevante var.	-2,6	-0,7	-1,3	-1,0	0,1	-1,2
5. alle variabelen	-3,0	-0,2	-1,2	-0,9	-0,2	-1,2

Globaal blijkt dat voor elke groep variabelen de mate van onderschatting in de loop der tijd geringer wordt. Gemiddeld gezien wordt de groep externe variabelen het meest onderschat, hetgeen natuurlijk consequenties heeft voor de endogene variabelen.

Samenvattend kan gesteld worden dat een onderschatting van praktisch alle variabelen het algemene beeld bepaalt. Van de vier onderscheiden groepen variabelen geeft de groep externe variabelen gemiddeld gezien de meeste onderschatting. Voor alle groepen variabelen geldt wel een in de loop der tijd afnemende mate van onderschatting.



## 5.2. Ongelijkheidscoëfficiënten per variabele en variabelengroepen per sub-periode c.q. totale periode (normering per sub-periode)

### 5.2.1. Algemeen beeld

De kwaliteit van de C.P.B. voorspellingen over de periode 1953-1980 ver-  
toont - gemeten via de totale o.c. (= OCTOT) voor alle variabelen teza-  
men - het volgende beeld: na een, vergeleken met de beginjaren, behoor-  
lijke verbetering voor de perioden 1963-1969 en 1970-1976 volgde een  
aanzienlijke verslechtering in de periode 1977-1980.

Tabel 5.2.1. Totale o.c. per sub-periode per groep variabelen

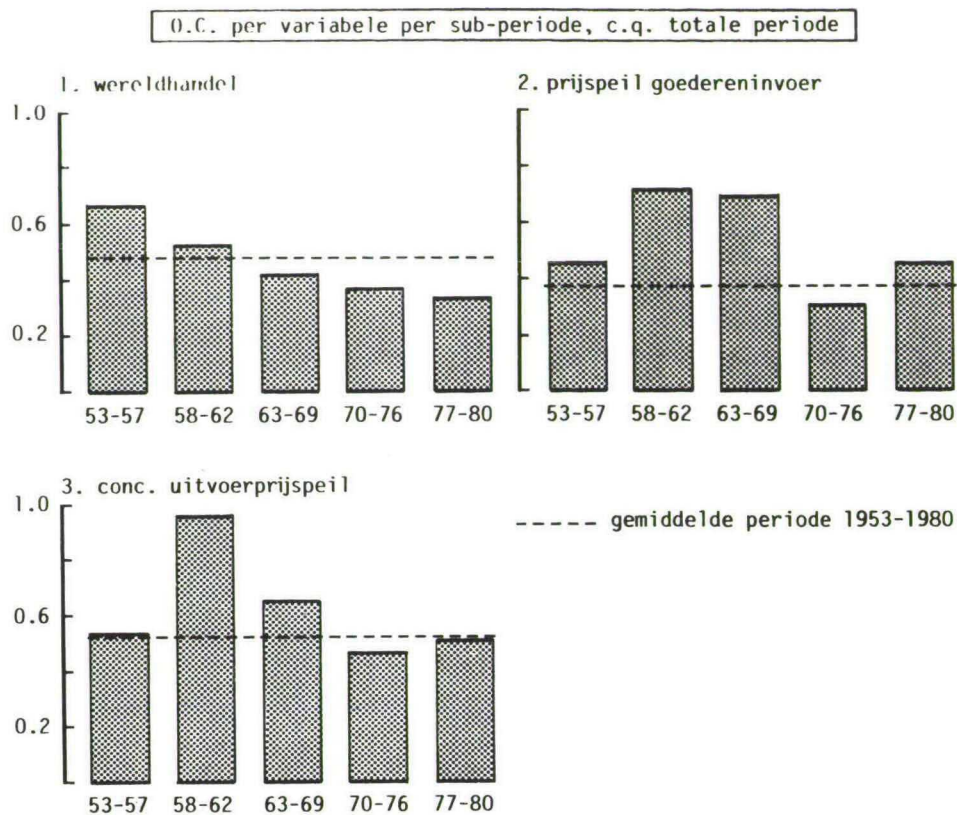
groep variabelen	1953-57	1958-62	1963-69	1970-76	1977-80	1953-80
externe var.	0.57	0.76	0.61	0.39	0.45	0.47
instrumentvar.	0.57	0.66	0.66	0.76	0.68	0.61
doelvariabelen	0.71	0.49	0.53	0.52	0.69	0.57
irrelevante var.	0.56	0.57	0.47	0.52	0.78	0.43
alle variabelen	0.61	0.61	0.55	0.53	0.69	0.52

Deze verslechtering in de periode 1977-1980 gold voor alle groepen vari-  
abelen, uitgezonderd de instrumentvariabelen.

Voor geen van de vier groepen is een in de tijd continue verbe-  
tering van voorspelresultaten te bespeuren. Alleen afgaand op dit resul-  
taat kan niet gezegd worden dat het C.P.B. erin geslaagd is de aanzien-  
lijke "investerings" in mensen en modellen redelijk renderend te laten  
zijn.

### 5.2.1. Nadere beschouwing

Van de externe variabelen valt op dat voor de wereldinvoer de ongelijk-  
heidscoëfficiënt in de loop der tijd voortdurend kleiner wordt, hetgeen  
duidt op betere voorspellingen. De vrij hoge o.c. in de beginperiode(n)  
hangt samen met de destijds gevolgde voorspelmethode, zoals eerder ge-  
meld.



Figuur 5.2.a.

Tabel 5.2.2. o.c. per sub-periode voor de externe variabelen

Externe var.	1953-57	1958-62	1963-69	1970-76	1977-80	1953-80
1. wereldinvoer	0.68	0.53	0.42	0.37	0.34	0.48
2. invoerprijzen	0.47	0.73	0.71	0.31	0.47	0.38
3. conc. uitv.prp.	0.53	0.97	0.66	0.47	0.51	0.52

Zowel bij de invoerprijzen als bij het concurrerende uitvoerprijspeil is in de loop der tijd een analoge beweging te constateren. Na een verslechtering in de periode 1958-1962 volgde een voortdurende verbetering totdat in de laatste periode (1977-1980) de o.c. weer een hogere waarde verkreeg, onder invloed van de snelle prijsstijging van olieproducten in 1979.

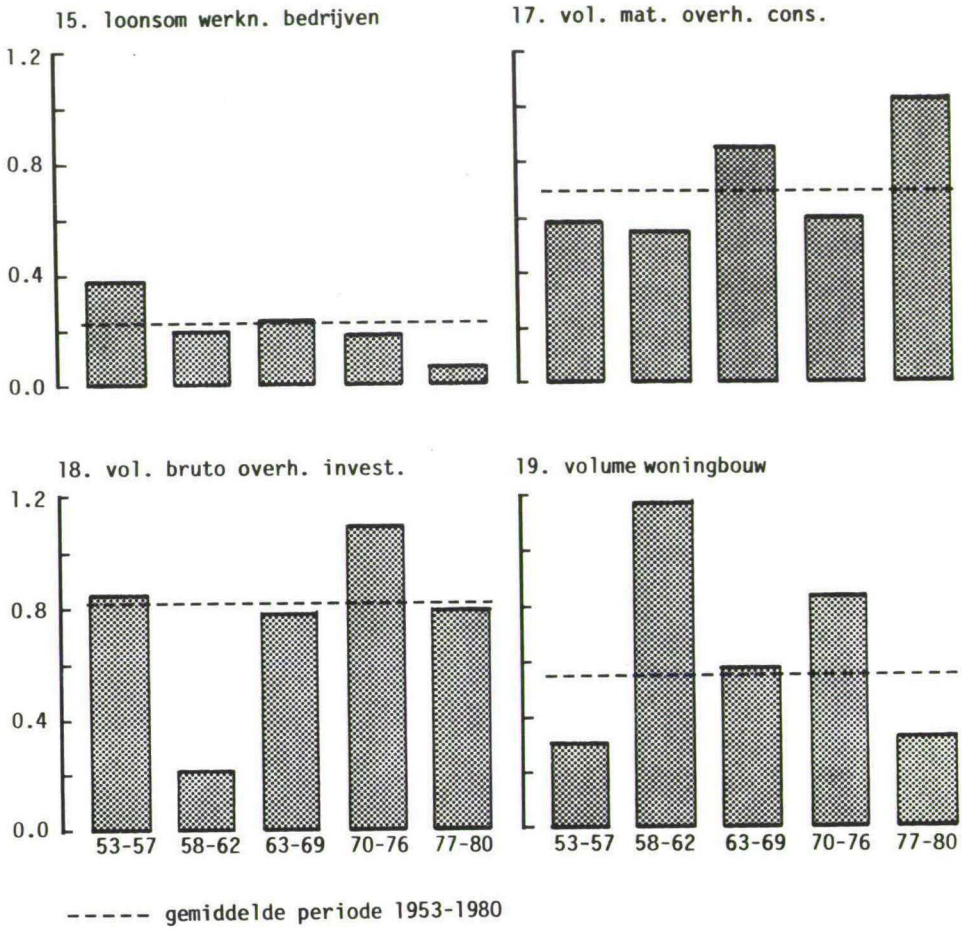
Over de gehele periode genomen heeft, van de externe variabelen, de wereldhandel de hoogste o.c. (0.48), terwijl de invoerprijzen met 0.38 de laagste ongelijkheidscoëfficiënt behalen.

Van de instrumentvariabelen is de loonvoet in bedrijven verreweg de best voorspelde. De ongelijkheidscoëfficiënt daalt structureel, met als absolute uitschieter de zeer lage o.c. in de periode 1977-1980.

Tabel 5.2.3. o.c. per sub-periode voor de instrumentvariabelen

Instrumentvar.	1953-57	1958-62	1963-69	1970-76	1977-80	1953-80
15. loonvoet bedr.	0.38	0.20	0.24	0.18	0.07	0.23
17. vol.mat.ov.cns.	0.58	0.55	0.86	0.60	1.03	0.69
18. vol.ov.invest.	0.85	0.22	0.79	1.10	0.81	0.82
19. vol.inv.won.	0.30	1.17	0.57	0.84	0.32	0.55

De loonvoet in bedrijven is bij de instrumentvariabelen gerangschikt omdat de overheid jarenlang een min of meer geleide loonpolitiek heeft gevoerd, zodat inderdaad van een exogene variabele gesproken kan worden. Alleen in de jaren 1972, 1973, 1977 en 1979 is de loonvoet bedrijven niet als vooronderstelling, maar als resultaat (endogene) opge-



Figuur 5.2.b.



nomen. Over de gehele linie is wel van systematische onderschatting van de loonvoet sprake, deels te verklaren door de door de overheid gewenste en uitgevoerde lage-lonen-politiek, deels door met name een onderschatting van de component incidenteel.

De variabele volume overheidsinvesteringen is over de gehele periode genomen met zijn ongelijkheidscoëfficiënt van 0.82 de slechtst voorspelde van alle variabelen. Wat betreft de sub-perioden is er van een grillig verloop sprake met zelfs een uitschieter tot boven de één (1.10) in de periode 1970-1976. In deze periode had een "no-change" voorspelling met een o.c. van 1.0 een beter resultaat opgeleverd. Ook de twee overige instrumentvariabelen, volume materiële overheidsconsumptie en volume investeringen in woningen, hebben - hoewel hun totaal resultaat over de gehele periode beter is dan het volume van de overheidsinvesteringen - elk een sub-periode waarin de ongelijkheidscoëfficiënt boven de één uitkomt. Het nogal grillige verloop van met name de woning-investeringen hangt ongetwijfeld samen met niet te voorziene veranderingen in de weersomstandigheden.

In het algemeen kan gesteld worden dat in deze groep variabelen het door de overheid gevoerde beleid zich manifesteert. Wijzigingen in het beleid ná het voorspellingsmoment hebben persé een "foute" voorspelling tot gevolg.

Bij de doelvariabelen springt het zeer goede totaalresultaat voor het consumptieprijspeil eruit. Trendmatig is bovendien een duidelijke verbetering van de voorspelresultaten in de loop de tijd zichtbaar. Met name in de periode vanaf 1963 blijkt er een nauwe correlatie met de loonvoet in bedrijven. Het totaalresultaat voor de bruto investeringen in bedrijven is aan de matige kant, hoewel er in de loop der tijd een lichte trendverbetering waarneembaar is.



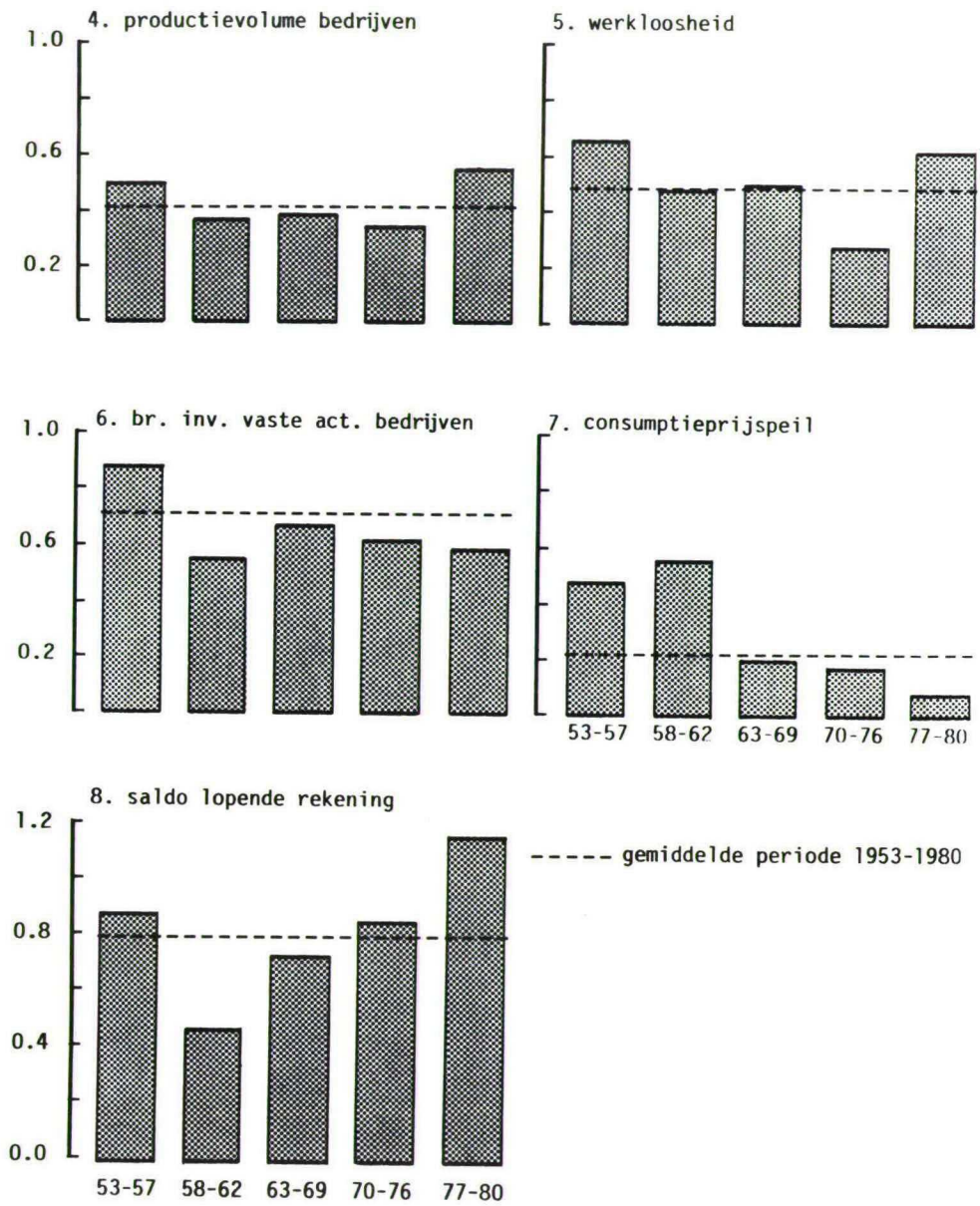
Tabel 5.2.4. o.c. per sub-periode voor de doelvariabelen

Doelvariabelen	1953-57	1958-62	1963-69	1970-76	1977-80	1953-80
4. prod.vol.bedr.	0.50	0.37	0.39	0.34	0.55	0.41
5. werkloosheid	0.66	0.48	0.50	0.28	0.62	0.49
6. br.inv.bedr.	0.88	0.55	0.67	0.62	0.59	0.71
7. cons.prijspeil	0.48	0.56	0.20	0.18	0.08	0.22
8. saldo lop. rek.	0.88	0.47	0.73	0.85	1.16	0.79

De hoge ongelijkheidscoëfficiënt in met name de periode 1953 t/m 1957 kan voor een deel toegeschreven worden aan het statische karakter van het gebruikte econometrische model. Het saldo op de lopende rekening van de betalingsbalans vertoont daarentegen een trendmatige verslechtering. In de periode 1977-1980 wordt zelfs een waarde boven de één bereikt. Dit wordt veroorzaakt door een procentueel groot aantal omslagfouten. Bij het produktievolume van bedrijven is een redelijke samenhang met onderschattingen c.q. overschattingen van de goederenexport te constateren. Deze samenhang is dan ook terug te vinden bij ongelijkheidscoëfficiënten.

Van de irrelevante variabelen (9 t/m 14 + 16) heeft de variabele werkgelegenheid bedrijven de laagste "over all" ongelijkheidscoëfficiënt, hoewel daar een grillig deelperiodenpatroon onder zit. Een zeer lage coëfficiënt van 0.17 voor de periode 1958-1962 en een abnormaal hoge coëfficiënt van 1.40 voor de periode 1977-1980.

Zoals eerder betoogd, had voor deze laatste periode een "no-change" voorspelling een beter resultaat opgeleverd. De oorzaak van dit slechte resultaat is gelegen in het feit dat in drie van de vier jaar een grote onderschatting t.o.v. de uiteindelijk gerealiseerde werkgelegenheidsmutatie heeft plaatsgevonden. De ongelijkheidscoëfficiënten voor het volume van de particuliere consumptie geven een trendmatige verbetering te zien. Een zekere samenhang met de verbetering bij de variabele loonvoet bedrijven lijkt voor de hand te liggen.



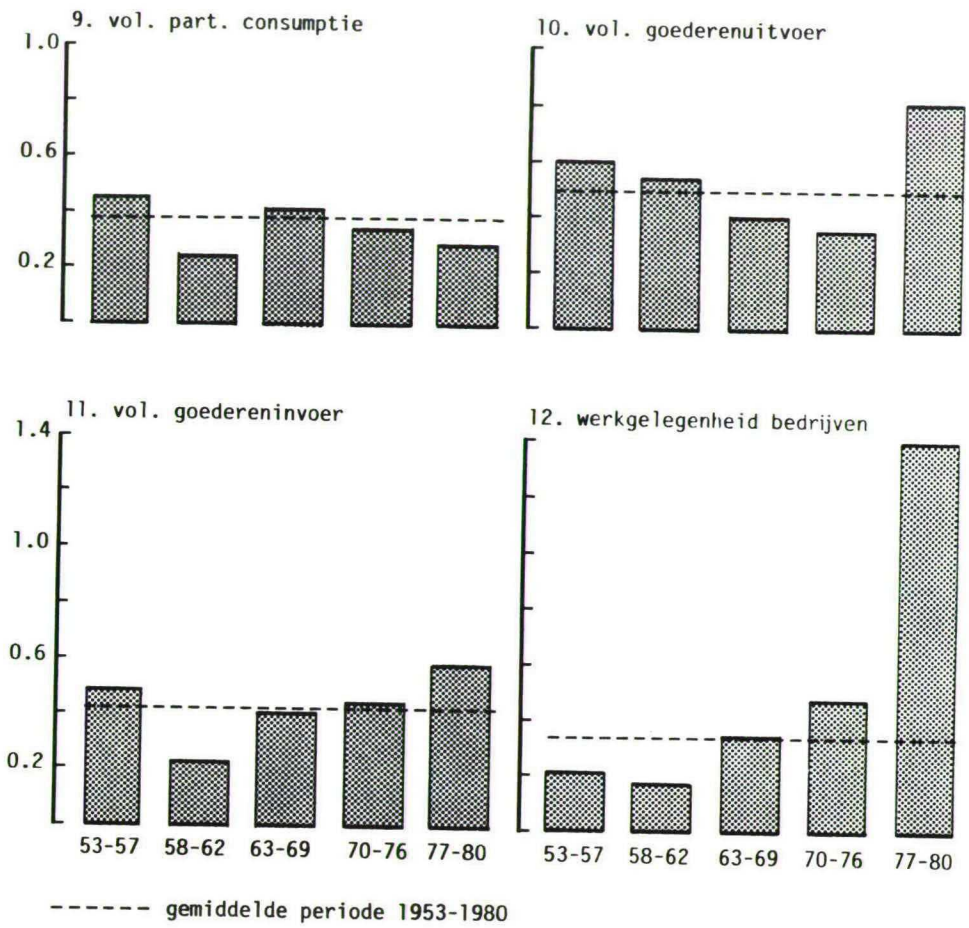
Figuur 5.2.c.

Tabel 5.2.5. o.c. per sub-periode voor de irrelevante variabelen

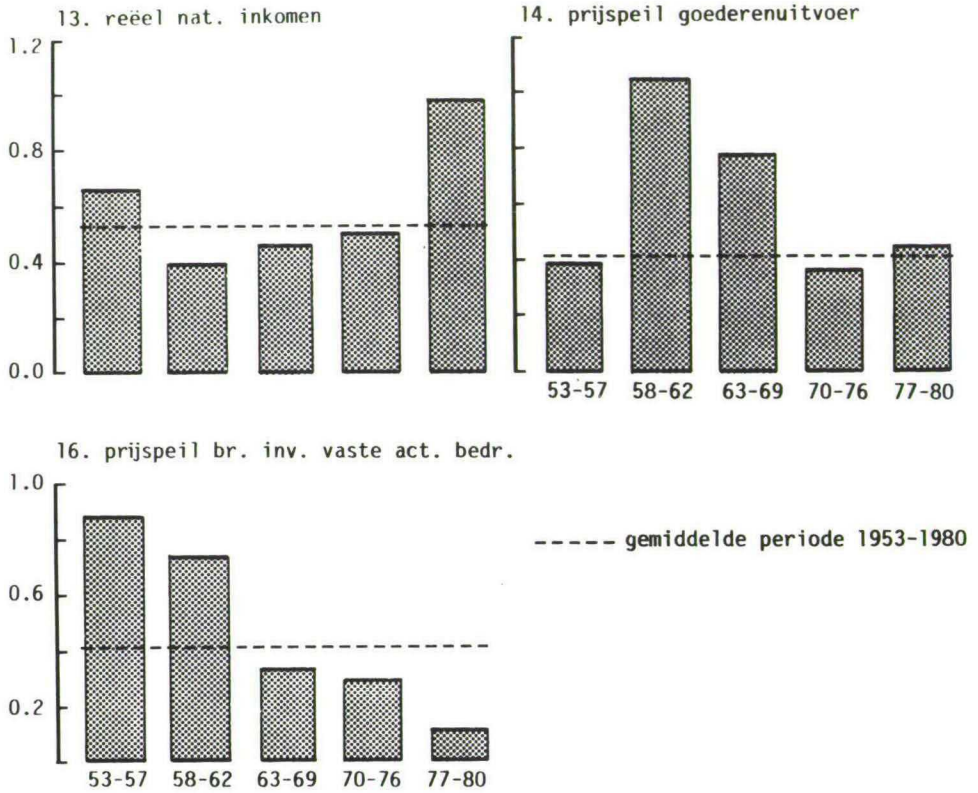
Irrelevante var.	1953-57	1958-62	1963-69	1970-76	1977-80	1953-80
9. vol.part.cons.	0.45	0.24	0.41	0.34	0.28	0.38
10. vol.goed.uitv.	0.60	0.55	0.41	0.36	0.82	0.49
11. vol.goed.inv.	0.49	0.23	0.41	0.45	0.58	0.43
12. werkglh. bedr.	0.21	0.17	0.35	0.48	1.40	0.34
13. reëel nat.ink.	0.66	0.39	0.46	0.50	0.97	0.53
14. prp.goed.uitv.	0.39	1.05	0.78	0.37	0.45	0.41
16. prp.br.invest.	0.89	0.75	0.33	0.28	0.11	0.41

De variabele volume goederenuitvoer correleert zeer nauw met de variabele wereldinvoer met uitzondering van de periode 1977-1980. De ongelijkheidscoëfficiënt voor de uitvoer (0.58) ligt dan aanzienlijk boven die van de wereldinvoer (0.34). Nadere analyse wijst uit dat de absolute voorspelfouten ( $V_i - R_i$ ) voor de uitvoer dan wel niet veel groter waren dan in voorgaande perioden, maar de genormeerde voorspelfouten wel. Dit komt door de aanzienlijk lagere middelbare waarde der realisaties in deze periode.

Bij de overige irrelevante variabelen tenslotte is de aanzienlijke trendmatige verbetering van de ongelijkheidscoëfficiënten van de variabele investeringsprijzen van bedrijven opvallend.



Figuur 5.2.d.



Figuur 5.2.d. (vervolg)



### 5.3. Ongelijkheidscoëfficiënten per groep variabelen per C.E.P. (normering: totale periode 1953 t/m 1980)

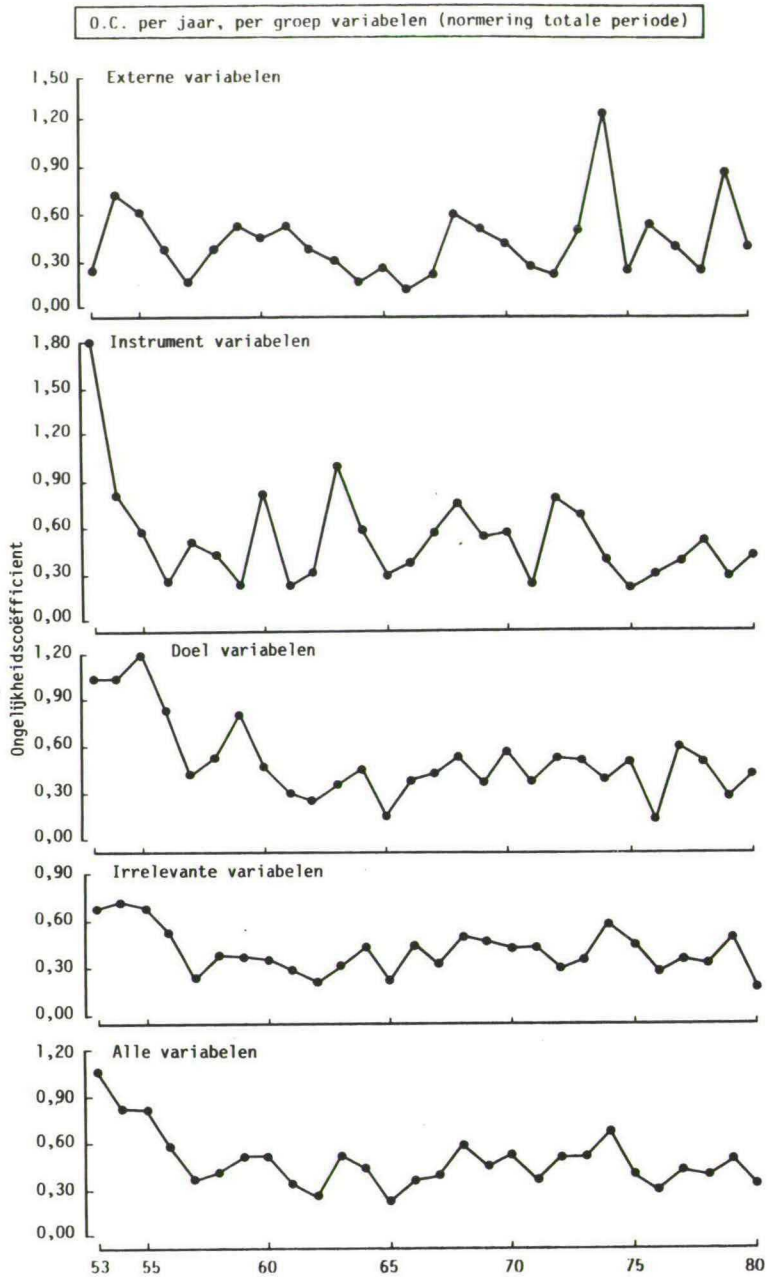
#### 5.3.1. Algemeen beeld

Eerder is uiteengezet hoe de voorspelprestaties van het C.P.B. in de loop der tijd te meten zijn. Daartoe kan per groep variabelen c.q. voor alle variabelen één ongelijkheidscoëfficiënt per Centraal Economisch Plan d.w.z. per jaar berekend worden. In tabel III van bijlage III zijn de berekeningen afgedrukt. Een eerste blik op figuur 5.3 laat voor alle groepen variabelen een nogal schommelend patroon zien. Om deze schommelingen enigszins te mitigeren, is ook het vijfjaars voortschrijdende gemiddelde berekend (zie tabel V van bijlage III). Dan blijkt er in de loop der tijd voor de groep externe variabelen geen structurele verbetering in de voorspelprestaties van het Centraal Planbureau gerealiseerd te zijn. Immers na een verbetering tot 1966 volgt weer een vrij sterke stijging van het voortschrijdende gemiddelde. Voor de andere groepen variabelen kan wel een zekere verbetering geconstateerd worden. Daarbij moet voor de groep doelvariabelen wel aangetekend worden dat het voortschrijdende gemiddelde tussen 1955 en 1963 voortdurend daalt, maar in de periode erna een zekere schommeling vertoont.

Voor alle variabelen tezamen blijkt het voortschrijdende gemiddelde in de beginperiode tot 1960 aanzienlijk te dalen. Nadere analyse van de gegevens in tabel III van bijlage III leert dat dit vnl. is toe te schrijven aan enkele hoge waarden in de jaren 1953 t/m 1955 van instrument- en doelvariabelen (voor een nadere beschouwing hierover, zie par. 5.3.2). In de periode na 1960 is er voor alle variabelen tezamen een nogal schommelend beeld zodat zeker niet van structurele verbeteringen in de voorspelprestaties gesproken kan worden.

#### 5.3.2. Nadere beschouwing

Bij een nadere blik op figuur 5.3 valt voor de groep externe variabelen de vrij grote schommeling in de o.c. in de loop der tijd op. Enerzijds bijv. een zeer lage waarde van 0.09 in 1966, maar anderzijds een hoge waarde van 1.22 in 1974.



Figuur 5.3.

Ook 1979 (0.87) en 1954 (0.73) geven hoge ongelijkheidscoëfficiënten te zien. Naar de oorzaak van de hoge waarden voor met name 1974 en 1979 is het niet moeilijk raden. De oliecrisis eind 1973 welke gestalte kreeg in een verviervoudiging van de olieprijsen door de OPEC-landen en vervolgens een tweede crisis in 1979 waarbij een verdubbeling van de olieprijsen resulteerde, zorgden voor aanzienlijke verschillen tussen de voorspellingen van het C.P.B. en de uiteindelijke realisaties van de externe variabelen, zoals in onderstaande tabel blijkt.

Tabel 5.3.1. Voorspellingen en realisaties van de externe variabelen in de jaren: 1954, 1966, 1974 en 1979

	wereldhandel		invoerprijspeil		concurr. uitv.prijspeil	
	V	R	V	R	V	R
1954	0,0	9,6	-6,7	-2,5	-4,5	-2,8
1966	6,0	7,1	0,0	0,7	2,0	2,3
1974	3,0	1,5	25,0	34,9	9,5	18,8
1979	6,0	7,9	2,5	11,1	1,5	7,2

Het aanzienlijke verschil tussen voorspellingen en realisatie in 1954 van met name de variabele wereldhandel (en dus ook voor Nederland van de variabele goederenexport) was zelfs in 1955 voor het Centraal Planbureau nog niet goed verklaarbaar. Op blz. 11 van het C.E.P. 1955 lezen we: "Karakteristiek voor deze herziene plancijfers (1954) is, dat zij een sterkere economische expansie te zien geven dan volgens het (oorspronkelijke) plan 1954 werd verwacht. De belangrijkste oorzaak daarvan moet gezocht worden in het verloop van de Nederlandse uitvoer van goederen en diensten. Deze is krachtig toegenomen, vooral door de gunstige economische situatie in West-Europa, die de lichte inzinking van de conjunctuur in de Verenigde Staten qua effect op de afzetmogelijkheden van Nederlandse uitvoerprodukten verre heeft overtroffen. De fundamentele oorzaken van de toeneming van de export zijn vooralsnog niet te quantificeren. In hoeverre hier sprake is van vraagfactoren samenhangend met de militaire inspanning, of aanbodfactoren die terug te voeren zijn tot het prijspeil en het prijsverloop van de Nederlandse

exportprodukten, kan nog niet worden uitgemaakt."

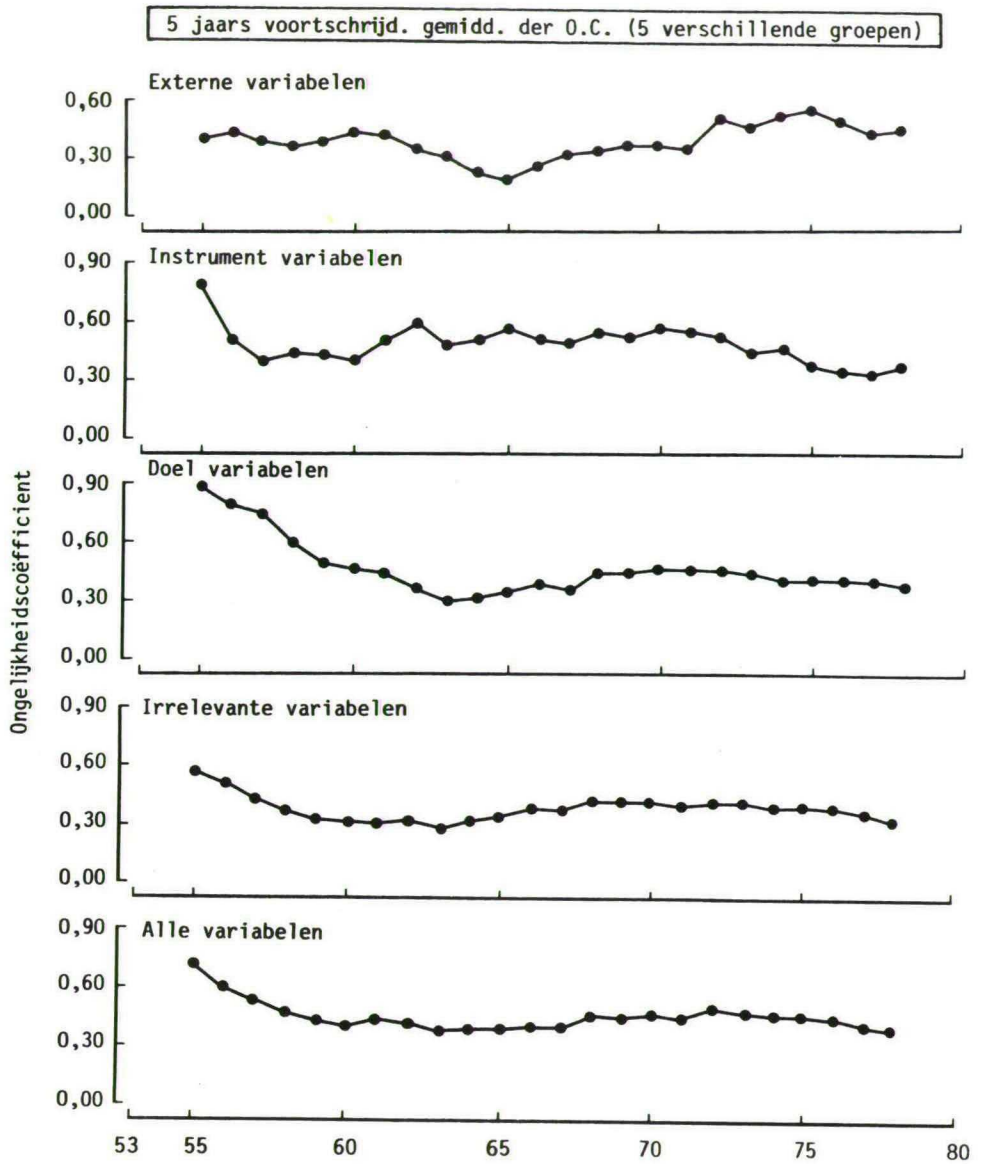
Omdat de externe variabelen op alle andere variabelen doorwerken, is het niet verwonderlijk dat in 1974 de ongelijkheidscoëfficiënt voor alle variabelen tezamen de hoogste waarde - in concreto 0.66 - sinds 1955 aanneemt.

Het wat betreft de externe variabelen zeer goed voorspelde jaar 1966 kenmerkt zich, volgens het C.E.P. 1967, door een zich voltrekkende kentering in de economische ontwikkeling: "Een periode van overbesteding en extreme arbeidsschaarste wordt afgesloten en gevolgd door een tijd van geringere spanning op de arbeidsmarkt alsmede herstel van de betalingsbalans."

De gehele periode overziend, kan aan de hand van voortschrijdende vijfjaars-gemiddelden bekeken worden of er een trendmatige verbetering in de voorspelresultaten aanwezig is (zie figuur 5.4). Uit tabel V van bijlage III blijkt dat dit voor de groep externe variabelen geenszins het geval is. Tot 1966 kan een trendmatige verbetering waargenomen worden. Vanaf 1966 moet van een trendmatige verslechtering gesproken worden. Deze verslechtering hangt nauw samen met de eerder vermelde oliecrises.

Ook voor wat betreft de groep instrumentvariabelen is een grote schommeling van de ongelijkheidscoëfficiënten in de loop der tijd te constateren (zie figuur 5.3). Uitschieters in negatieve zin (zeer hoge o.c.) vormen de jaren 1953, 1963 en 1960. Lage ongelijkheidscoëfficiënten zijn er met name in 1971 en 1975. In onderstaande tabel zijn voor bovenstaande jaren voorspellingen en realisaties van alle vier instrumentvariabelen opgenomen (in dalende volgorde wat betreft de o.c.).





Figuur 5.4.



Tabel 5.3.2. Voorspellingen en realisaties van de instrumentvariabelen  
in de jaren: 1953, 1960, 1963, 1971 en 1975

jaar	loonvoet bedr.		vol. inv. woningen		vol. mat. ov. cons.		vol. br. ov. invest.	
	V	R	V	R	V	R	V	R
1953	2,2	4,2	19,2	26,0	-	-	11,0	61,8
1963	7,9	9,0	5,0	1,7	4,0	20,0	9,5	9,0
1960	7,3	8,1	-0,7	-2,2	4,0	17,1	10,0	6,9
1971	12,0	13,1	6,5	8,7	6,0	3,7	3,0	4,8
1975	12,5	12,8	-9,5	-7,5	11,0	8,3	8,0	7,7

De zeer hoge o.c. voor de groep instrumentvariabelen in 1953 (1.80) is voor het grootste deel te verklaren door de enorme discrepantie tussen voorspelling en realisatie van de variabele volume bruto overheidsinvesteringen. Door de watersnoodramp van februari 1953 was de overheid genoodzaakt veel meer in de investeringssfeer te entameren dan aanvankelijk in de bedoeling lag. Dit "slechte" resultaat voor het jaar 1953 werkt niet alleen door in de o.c. van de groep instrumentvariabelen in 1953, maar natuurlijk ook in de o.c. voor alle variabelen in 1953. In tabel X van bijlage III is het resultaat voor de groep instrumentvariabelen en voor alle variabelen tezamen opgenomen indien, bij normering van de gehele periode 1953-1980, de variabele bruto overheidsinvesteringen niet wordt meegerekend. Voor 1953 daalt de o.c. van de groep instrumentvariabelen van 1.80 tot 0.36, terwijl voor alle variabelen tezamen de o.c. daalt van 1.06 tot 0.70. Dit kan zeker een illustratie genoemd worden van de gevoeligheid van de o.c. resultaten voor één slechte "waarneming".

De vrij hoge o.c. der instrumentvariabelen in 1963 (= 0.99) kan door meerdere factoren verklaard worden. De snel toenemende spanning op de arbeidsmarkt in het begin van de jaren zestig zorgde voor een snellere loonstijging in bedrijven dan voorspeld. Bovendien was het gerealiseerde volume van de woningbouw in 1963 lager dan voorspeld doordat de strenge winter 1962/63 de bouwproductie deed achterblijven. In het algemeen kan gesteld worden dat de uitschieters in de vijftiger en zestiger

jaren voor een groot gedeelte kunnen worden toegeschreven aan een overheid die nogal frequent met fiscale maatregelen en maatregelen in de bouwsector anti-cyclische effecten opriep die slecht voorspelbaar bleken.

De groep doelvariabelen heeft met name in de periode 1953 t/m 1955 zeer hoge ongelijkheidscoëfficiënten. Uitschieters in positieve zin (zeer lage o.c.) zijn in de jaren 1965 en 1976 te constateren. In onderstaande tabel zijn voor bovenstaande jaren - in afnemende volgorde wat betreft de o.c. - voorspellingen en realisaties van de vijf doelvariabelen opgenomen:

Tabel 5.3.3. Voorspellingen en realisaties van de doelvariabelen in de jaren: 1953, 1954, 1955, 1965 en 1976

jaar	prod.vol. bedr.		werkloosheid		br.inv. bedr.		cons.prijzen		saldo lop. rekening	
	V	R	V	R	V	R	V	R	V	R
1955	1,9	7,6	0,4	-0,9	2,4	23,5	1,7	2,3	1,3	2,0
1954	3,9	6,8	-0,8	-1,3	4,8	21,7	2,0	4,5	-1,3	-4,6
1953	6,1	8,6	-1,0	-1,4	-3,5	10,7	-2,3	-0,2	-5,4	-1,7
1965	4,5	5,9	0,2	0,1	4,0	3,9	4,5	4,0	0,9	1,1
1976	4,5	5,6	0,4	0,5	-6,5	-6,2	8,5	8,8	1,5	1,2

De hoogste ongelijkheidscoëfficiënt is berekend voor 1955, in concreto 1.19. Op het eerste gezicht is uit bovenstaande cijferopstelling de variabele bruto investeringen van bedrijven als verreweg de belangrijkste bijdrager aan te merken. Toch blijkt dit niet geheel het geval te zijn. Eerder is aangegeven dat de ongelijkheidscoëfficiënt in een bepaald jaar voor m variabelen als volgt gedefinieerd is:

$$u'_t = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_1^m \mu_{1,t}^2} \quad (i = 1, 2, \dots, m) .$$

Hierin staat  $u'_{i,t}$  voor  $u_{i,t}/S_{R_1}$ ;  $u_{i,t}$  is het verschil tussen de voorspelling in procenten en de realisatie in procenten;  $S_{R_1} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum R_1^2}$  = de middelbare waarde der realisaties. Duidelijk blijkt dat bij de uiteinde-lijk te berekenen ongelijkheidscoëfficiënt de middelbare waarde der realisaties een belangrijke rol kan spelen. In tabel II van bijlage III is, om dit te kunnen illustreren, voor alle variabelen de middelbare waarde der realisaties voor de diverse sub-perioden en voor de totale periode afgedrukt.

Met behulp van de waarden van  $S_{R_1}$  van de diverse doelvariabelen kan de volgende tabel van de verschillende  $u'_{i,t}$  opgesteld worden:

Tabel 5.3.4. Tussenresultaat ongelijkheidscoëfficiënt voor de groep doelvariabelen voor de jaren: 1953, 1954, 1955, 1965 en 1976

jaar	prod. vol. bedr.	werkloos- heid	br. inv. bedr.	cons. prijzen	saldo lop. rekening
1955	-1,033	1,542	-1,877	-0,105	-0,320
1954	-0,525	0,593	-1,504	-0,438	1,510
1953	-0,453	0,475	-1,263	-0,368	-1,693
1965	-0,254	0,119	0,009	0,088	-0,092
1976	-0,199	-0,119	-0,027	-0,009	0,137

Voor 1955 geldt dan:

$$u'_{1955} = \sqrt{\frac{1}{5} \{(-1,033)^2 + (1,542)^2 + (-1,877)^2 + (-0,105)^2 + (-0,320)^2\}}$$

$$u'_{1955} = \sqrt{\frac{1}{5} * 7,081} = 1.19 .$$

Uit bovenstaande berekening blijkt dat in 1955 de "bijdrage" in de totale ongelijkheidscoëfficiënt van de beide variabelen werkloosheid en bruto investeringen van bedrijven bij benadering aan elkaar gelijk is, ondanks het feit dat de absolute voorspelfout van de werkloosheid (= V-R = 1,3) veel geringer is dan die bij de variabele bruto investeringen van



bedrijven ( $V-R = 21,1$ ). De oorzaak hiervan ligt natuurlijk in de deling door de middelbare waarden der realisaties welke voor de werkloosheid zoveel lager is.

Voor de jaren 1953 en 1954 geldt een soortgelijke opmerking als hierboven voor de variabelen saldo lopende rekening van de betalingsbalans versus bruto investeringen van bedrijven.

De doelvariabelen zijn, evenals de irrelevante variabelen, endo-geen, d.w.z. de voorspellingen ervan zijn via de modelvergelijkingen afhankelijk van de ramingen van de exogenen. Dit brengt met zich mee dat misramingen bij de exogenen voorspelfouten bij de endogenen tot gevolg hebben. Met name zal dit gelden voor het saldo op de lopende rekening van de betalingsbalans, dat mede afhankelijk is van de prijs- en volumebewegingen in de buitenlandse handel met Nederland.

De maatregelen welke internationaal in de periode 1953 t/m 1955 zijn genomen zijn ter vrijmaking van het handelsverkeer heeft het CPB niet goed (kunnen) voorzien. De realisaties van het wereldhandelsvolume kwamen met name in 1954 en 1955 aanzienlijk hoger uit dan verwacht. Hierbij kwam nog eens een onderschatting van de binnenlandse vraag. Naast de herstelwerkzaamheden na de watersnoodramp kwam de expansieve politiek tot uiting in de doorgevoerde belastingverlaging, welke, via een toename van het reëel beschikbare inkomen, een positieve invloed hadden op de particuliere consumptie en de bedrijfsinvesteringen. Voor deze laatste variabelen komt daar bovendien de constatering bij dat pas vanaf 1961 in de CPB-modellen de afhankelijkheid van de investeringen t.o.v. de bezettingsgraad en de liquiditeitsquote tot uitdrukking wordt gebracht.

De invloed van deze bedrijfsinvesteringen op de ongelijkheidscoëfficiënt der doelvariabelen is onderzocht\*) door voor de periode 1953 t/m 1980 de o.c. der doelvariabelen exclusief de bedrijfsinvesteringen te berekenen.

Zoals verwacht mocht worden, is het resultaat voor met name de jaren 1953 t/m 1955 wel wat beter, echter niet spectaculair doordat, zoals hierboven vermeld, ook de variabele saldo lopende rekening van de

\*) Zie tabel XI van bijlage III.

betalingsbalans een vrij grote invloed heeft op de o.c. der doelvariabelen.

<u>Jaar</u>	<u>Doelvariabelen</u>	<u>Doelvariabelen (excl. bedr.invest)</u>
1953	1.00	0.93
1954	1.04	0.88
1955	1.19	0.94

Voor de laatste groep variabelen, de irrelevante variabelen, geldt precies zoals voor de doelvariabelen dat de periode 1953 t/m 1955 de hoogste ongelijkheidscoëfficiënten te zien geeft. Relatief lage ongelijkheidscoëfficiënten zijn er in 1962 en 1980. Bij een eerste blik op figuur 5.3 is in vergelijking met de andere groepen variabelen het ontbreken van echte uitschieters naar boven opvallend.

Tabel 5.3.5. Voorspellingen en realisaties van de irrelevante variabelen in de jaren: 1953, 1954, 1955, 1962 en 1980

	1954		1955		1953		1962		1980	
	V	R	V	R	V	R	V	R	V	R
vol.part.cons.	6,1	6,2	2,3	6,5	4,6	5,2	4,0	6,1	0,0	-1,0
vol.goed.uitv.	6,0	13,3	5,0	10,5	4,0	12,1	4,0	7,0	1,0	0,5
vol.goed.inv.	10,6	24,7	0,8	8,0	24,2	19,7	4,5	5,6	-2,5	-1,5
werkglh.bedr.	2,2	2,2	1,3	1,8	1,6	1,2	2,0	2,1	-0,5	0,0
reëel nat.ink.	3,9	7,2	1,8	7,8	2,5	9,3	4,0	4,0	0,0	-0,5
prijsp.goed.uitv.	-4,5	-1,7	0,0	1,6	-6,9	-7,9	0,0	-0,6	12,5	13,5
prp.invest.bedr.	-2,6	2,6	1,2	5,1	-7,1	-2,5	2,5	2,8	7,5	7,5

De ongelijkheidscoëfficiënt voor 1954 (0.71) is nader uiteen te rafelen om zodoende een antwoord te vinden op de vraag welke factoren (in volgorde) de belangrijkste rol spelen bij de voor deze groep variabelen hoogste ongelijkheidscoëfficiënt. Hierbij moeten we weer gebruik maken van de tabel met de middelbare waarde der realisaties. Omdat het absolute verschil tussen voorspelling en realisatie gedeeld moet worden



door de desbetreffende waarde van  $S_{R_1}$ , blijken voor 1954 allereerst het volume van de goederenimport en op de tweede plaats het prijspeil van de investeringen in bedrijven in belangrijke mate bij te dragen aan de ongelijkheidscoëfficiënt van 0.71. In procentuele aandelen (afgerond) kan voor 1954 de volgende opstelling gemaakt worden:

- volume goederen import	:	47%
- prijspeil invest. bedrijven	:	22%
- volume goederenexport	:	15%
- reëel nationaal inkomen	:	11%
- prijspeil goederenexport	:	5%
- volume particuliere cons.	:	0%
- werkgelegenheid bedrijven	:	0%

Voor de jaren 1953 en 1955 blijkt bij een soortgelijke "uiteenrafeling" als hierboven de variabele reëel nationaal inkomen de belangrijkste bijdrage te leveren in de vrij hoge ongelijkheidscoëfficiënten van die jaren. Dit blijkt nauw samen te hangen met het onderschatten van de voornaamste bestedingscategorieën. Hierbij is ongetwijfeld de onderschatting van het volume van de goederenexport terug te voeren op de reeds eerder gemelde aanzienlijke misser bij het wereldhandelsvolume.

In de tabel van de vijfjaars-voortschrijdende gemiddelden is voor de groep irrelevante variabelen geen structurele verbetering waar te nemen. Indien de beginjaren worden weggelaten, kan zelfs van een vlak verloop gesproken worden.

Geconcludeerd kan worden, dat met name in de beginjaren vrij hoge ongelijkheidscoëfficiënten voorkomen. In de periode erna is van een wisselend beeld sprake. Zeker kan niet van een structurele verbetering in de voorspelprestaties van het C.P.B. gesproken worden. Van de verschillende groepen variabelen vertoont de groep irrelevante variabelen in de loop der tijd het meest stabiele beeld.

5.4. o.c. per variabele (c.q. groep variabelen) per C.E.P.  
 (normering per sub-periode)

5.4.1. Algemeen beeld

Voor alle variabelen tezamen is de "verbetering" in ongelijkheidscoëfficiënt tussen 1953 en 1980 erg afhankelijk van de wijze van normering. Uit de tabellen III en IV van bijlage III is het volgende staatje te destilleren:

Tabel 5.4.1. o.c. per jaar voor alle variabelen tezamen, bij verschillende normering

jaar	I. normering per totale periode	II. normering per sub-periode
1953	1.06	0.69
1980	0.34	0.54

Zonder acht te slaan op de tussenliggende jaren, kan op basis van de normering over de totale periode geconcludeerd worden dat de voorspelprestaties van het C.P.B. aanzienlijk verbeterd zijn, terwijl bij normering per sub-periode een dergelijke conclusie niet staande gehouden kan worden. Bestudering van de tabel met de middelbare waarde der realisaties (tabel II, bijlage III) kan ons inzicht verlenen in het waarom van het bovenstaande. Van de in totaal 19 variabelen is voor 15 variabelen de middelbare waarde der realisaties, gemeten over de totale periode, groter dan gemeten over de periode 1977 t/m 1980. Dit moet wel impliceren dat voor het jaar 1980 de o.c. voor alle variabelen tezamen bij normering over de totale periode een kleinere o.c. oplevert dan bij normering over de laatste sub-periode.

Bij eenzelfde analyse voor het jaar 1953 blijkt bovenstaande aanpak te ruw. Immers, van de 19 variabelen blijkt voor 9 variabelen de middelbare waarde der realisaties voor de periode 1953 t/m 1980 een hogere waarde te hebben dan voor de periode 1953 t/m 1957. Van de over-

gebleven 10 variabelen zijn er echter minstens vier (i.c. bruto invest. bedrijven, volume goedereninvoer, volume bruto overheidsinvest. en volume woningbouwinvest.) die in de periode 1953 t/m 1957 een zodanig hogere waarde hebben dan gemiddeld over de totale periode, dat na deze impliciete weging de lagere o.c. voor 1953 (= 0.69) bij normering per sub-periode redelijk verklaarbaar is.

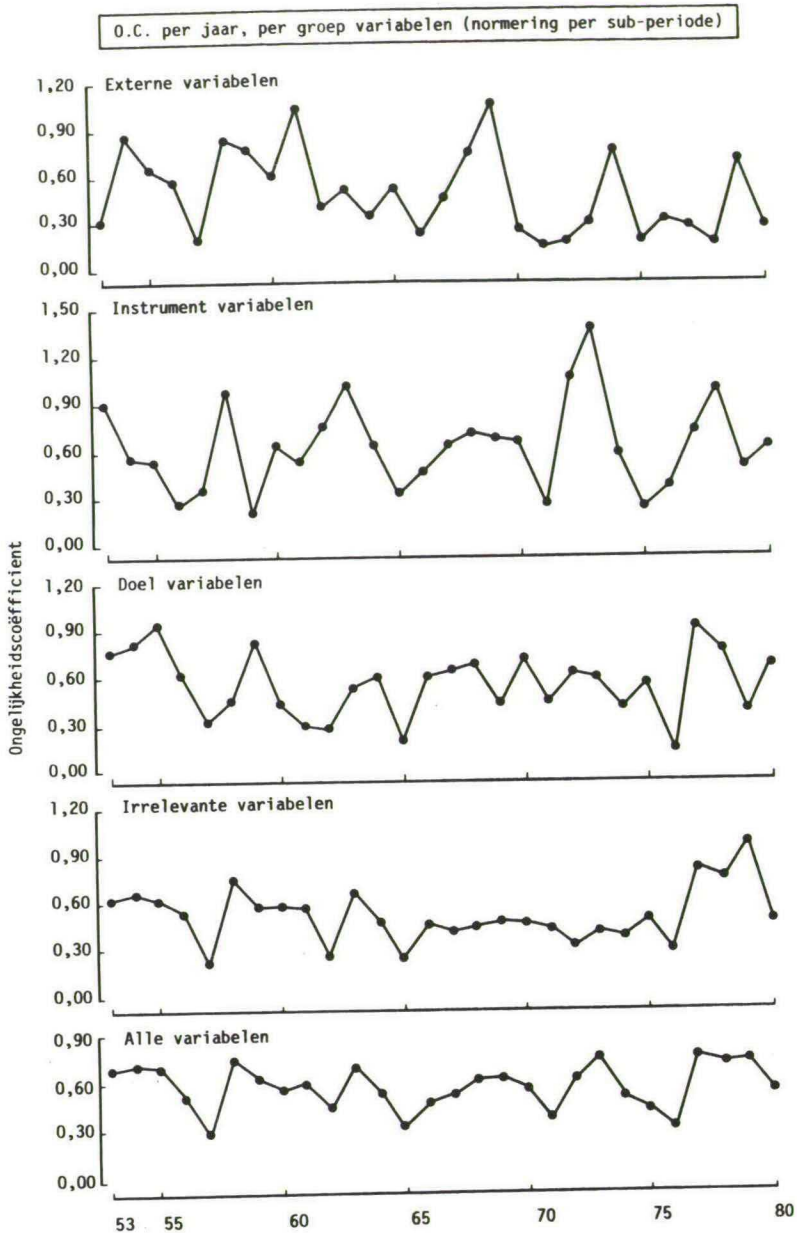
#### 5.4.2. Nadere beschouwing

Eerder is betoogd dat bij normering per sub-periode meer gewicht wordt toegekend aan de hoogte van de realisaties in elke periode. Normering per sub-periode doet om deze reden meer recht aan de verschillen in economische omstandigheden tussen de vijf door ons onderscheiden sub-perioden. Immers, zoals reeds beargumenteerd, een voorspellingsfout van 2% bij een gemiddelde realisatie van 10% moet minder zwaar aangerekend worden dan eenzelfde fout bij een gemiddelde realisatie van bijv. 3%.

Met behulp van tabel II van bijlage III is het nu mogelijk de resultaten voor de diverse groepen variabelen, zoals vermeld in de tabellen III en IV van diezelfde bijlage, te interpreteren. Hiertoe kan onderstaande tabel opgezet worden. Globaal is uit tabel II berekend of voor de diverse sub-perioden een gemiddeld hogere of lagere waarde, vergeleken met de totale periode, voor de middelbare waarde der realisaties geldt. Indien de waarde hoger is, wordt een + vermeld. Bij een lagere waarde zal een - in de tabel worden opgenomen.

Tabel 5.4.2. "Gemiddelde" middelbare waarde der realisaties in sub-periode t.o.v. totale periode

	1953-57	1958-62	1963-69	1970-76	1977-80
externe var.	-	-	-	+	+
instrumentvar.	+	-	-	-	-
doelvariabelen	+	+	-	-	-
irrelevante var.	+	-	-	-	-
alle variabelen	+	-	-	-	-



Figuur 5.5.



Omdat bij de berekenende o.c. per jaar voorspelfouten gedeeld worden door de middelbare waarde der realisaties, zullen bij vergelijking van de ongelijkheidscoëfficiënten per C.E.P. de resultaten van de normering per sub-periode t.o.v. de normering over de totale periode juist met een ander teken als in bovenstaande tabel vermeld moeten worden.

Bij wijze van voorbeeld kan nu voor de groep externe variabelen de consequentie van het bovenstaande besproken worden. Uit bovenstaande tabel is af te lezen dat gemiddeld voor deze groep variabelen de middelbare waarde der realisaties in de eerste drie perioden een lagere waarde had dan de middelbare waarde der realisaties van de totale periode. Voor de perioden 1970-76 en 1977-80 gold het omgekeerde. Dit impliceert globaal genomen dat in tabel IV van bijlage III de jaarcijfers voor de periode 1953 t/m 1969 een hogere waarde hebben dan in tabel III, waar sprake was van normering over de gehele periode.

Voor alle variabelen tezamen geldt dan, overeenkomstig bovengenoemde richtlijn redenerend, dat in de periode 1953 t/m 1957 de normering per sub-periode lagere ongelijkheidscoëfficiënten geeft en juist in de periode 1958 t/m 1980 hogere. Dit is dan ook de reden dat conclusies omtrent de voorspelkracht van het C.P.B. nauw verband houden met de gekozen normering. Omdat al eerder aangegeven is dat normering per sub-periode meer recht doet aan het karakteristieke van een bepaalde periode, moet de conclusie van deze paragraaf luiden dat op basis van de resultaten van tabel IV van bijlage III geen verbetering in de prestaties van het C.P.B. te bespeuren valt. Misschien kan in deze voor de groep externe variabelen een uitzondering geclaimd worden. Een andere illustratie van deze conclusie wordt gevormd door tabel VI van bijlage III. In deze tabel zijn voor de diverse groepen variabelen de vijfjaarsvoortschrijdende gemiddelden per jaar berekend. Duidelijk komt naar voren dat voor de groepen instrumentvariabelen, irrelevante variabelen en alle variabelen tezamen in de loop der tijd toenemende voortschrijdende gemiddelden gelden. En inderdaad komt er voor de groep externe variabelen, na een aanvankelijke stijging, een duidelijke daling in de voortschrijdende gemiddelden uit. Bovendien is het absolute niveau voor de groep externe variabelen in de laatste jaren duidelijk het laagst.



### 5.5. Een nadere analyse van onder- en overschattingen

Omdat ongelijkheidscoëfficiënten slechts één aspect van voorspellingsfouten bieden en geen onderscheid maken tussen positieve en negatieve tekens, kan een analyse van onderschattingen, overschattingen en omslagfouten nieuwe gezichtspunten aandragen. Eerder is vermeld dat de termen onder- en overschatting zowel op niveaus als op procentuele mutaties betrekking kunnen hebben. Bij een voorspelling van bijv. de variabele werkgelegenheid van +2% en een uiteindelijke realisatie van +1% is er sprake van een overschatting van zowel mutatie als niveau. Indien voorspelling en realisatie resp. +1% en -2% zouden bedragen, is er sprake van een overschatting van het niveau, een onderschatting van de mutatie, maar tevens een omslagfout.

In onderstaande tabel zijn voor de gehele periode 1953 t/m 1980 omslagfouten, onder- en overschattingen van mutaties als % van het totaal opgenomen.

Tabel 5.5.1. Frequentie in % van onderschatting, overschatting, omslagfouten en "voltreffers" (= periode 1953 t/m 1980)

	onderschatting	overschatting	omslagfout	voltreffers
externe var.	74	21	5	0
instrumentvar.	57	24	17	2
doelvariabelen	54	26	16	4
irrelevante var.	62	28	7	3
alle variabelen	60	26	11	3

Omslagfouten dienen als ernstige fouten te worden opgevat. Een juiste voorspelling van de omslag immers dient als één van de meest essentiële criteria van goede economische prognoses beschouwd te worden. Zoals reeds eerder is opgemerkt, ontstaan bij omslagfouten punten in het tweede of vierde kwadrant van het V-R diagram. Soms zijn omslagfouten minder belangrijk, bijv. indien een plotselinge vermindering van de woningbouw als gevolg van ongunstige weersomstandigheden niet voorzien is.

Onder dergelijke omstandigheden kan de eis van een juiste voorspelling van teken in alle gevallen niet worden gesteld. Uit bovenstaande tabel valt af te lezen dat omslagfouten in 11% van de gevallen voorkomen. Met name bij de doelvariabelen en de instrumentvariabelen is dit percentage wat groter,  $\pm 17\%$ .

Uit tabel XIII van bijlage III valt op te maken dat bij de doelvariabelen het saldo op de lopende rekening van de betalingsbalans, de werkloosheid en de bruto investeringen van bedrijven relatief veel omslagfouten te zien geven. Bij met name de eerste twee variabelen hangt dit probleem samen met het feit dat het bij deze variabelen gaat om verschillen tussen twee grote totalen, nl. in- en uitvoer, resp. vraag en aanbod van arbeid. Bij de groep instrumentvariabelen zijn met name het volume van de bruto overheidsinvesteringen en het volume woningbouw verantwoordelijk voor het hoge percentage omslagfouten. De voornaamste conclusie die uit de hiervoor opgenomen tabel 5.5.1. getrokken kan worden, is de overheersende onderschatting van alle groepen variabelen. Aangezien in de diverse door het C.P.B. gebruikte modellen de externe variabelen in aanzienlijke mate de overige variabelen beïnvloeden, is het niet verrassend te noemen dat, in een na-oorlogse periode met voortdurende groei en een wat terughoudende voorspelling van met name de wereldhandel, onderschatting de boventoon voert.

Een nadere analyse van de ontwikkeling over de diverse sub-perioden kan uitgevoerd worden aan de hand van tabel XVI van bijlage III. In deze tabel is voor de diverse groepen variabelen het absolute aantal onderschattingen, overschattingen etc. per afzonderlijke sub-periode opgenomen.

Omgezet in procenten van het totaal levert dit de volgende tabel op.

Tabel 5.5.2. Frequentie in % van onderschatting, overschatting, omslagfouten en "voltreffers" per sub-  
periode

	onderschatting					overschatting				
	53-57	58-62	63-69	70-76	77-80	53-57	58-62	63-69	70-76	77-80
externe var.	60	73	76	90	58	40	14	19	10	33
instrumentvar.	70	65	54	50	50	10	20	32	29	25
doelvariabelen	76	56	43	60	30	16	24	34	17	40
irrelevante var.	71	60	65	65	46	23	20	29	29	39
alle variabelen	71	62	59	65	45	21	20	29	23	36

Vervolg tabel 5.5.2.

	omslagfout					voltreffers				
	53-57	58-62	63-69	70-76	77-80	53-57	58-62	63-69	70-76	77-80
externe var.	0	13	5	0	9	0	0	0	0	0
instrumentvar.	15	15	11	21	25	5	0	3	0	0
doelvariabelen	8	20	20	14	20	0	0	3	9	10
irrelevante var.	3	11	4	6	11	3	9	2	6	4
alle variabelen	6	15	10	10	16	2	3	3	2	2

Voor alle variabelen tezamen is een afnemende tendentie tot onderschatting waar te nemen, waarbij met name de groep doelvariabelen een groot gewicht in de schaal legt. Hiertegenover staan toenemende tendenties tot overschatting en omslagpunten. Ook in deze gevallen speelt de groep doelvariabelen een belangrijke rol.

Omdat in het bovenstaande de mate van onder- resp. overschatting niet in de beschouwing is betrokken, kan een analyse van de gemiddelde voorspellingsfout ( $\bar{V}_1 - \bar{R}_1$ ) nuttig zijn. Indien voor een bepaalde variabele gedurende een zeker tijdvak geldt  $\bar{V}_1 < \bar{R}_1$ , is er van onderschatting sprake, in het omgekeerde geval is er overschatting. In tabel VIII van bijlage III is voor de afzonderlijke sub-perioden en de totale periode bovenbedoelde berekening uitgevoerd. Op de eerste plaats geldt voor de gehele periode dat één variabele gemiddeld exact juist voorspeld is, de werkgelegenheid in bedrijven; voor twee variabelen, het saldo op de lopende rekening van de betalingsbalans en de werkloosheid, is er sprake van gemiddeld een geringe overschatting; alle 16 overige variabelen zijn gemiddeld, soms aanzienlijk, onderschat. Koploper in deze is de variabele bruto investeringen in bedrijven met een gemiddelde onderschatting van 3,1%; daarna komen met elk een gemiddelde onderschatting van 2,2% de variabelen wereldinvoer, volume goederenuitvoer en volume goedereninvoer.

Bij de ontwikkeling van de gemiddelde voorspellingsfouten over de verschillende sub-perioden valt op de eerste plaats de afnemende mate van onderschatting op; dit geldt zowel voor de frequentie als voor de intensiteit. Zo werden er in de periode 1953-57 van de 19 variabelen 16 onderschat, terwijl dit in de laatste sub-periode (1977-80) gereduceerd was tot 10. Wat betreft de intensiteit van onder- c.q. overschatting kan in de periode 1953-57 van 9 variabelen geconstateerd worden dat zij de 3% foutenmarge overschrijden; in de periode 1977-80 geldt dit nog slechts voor 3 variabelen. Beide elementen wijzen dus op verbetering in de voorspelprestaties. Echter ook nu moeten de eerdere opmerkingen over normering niet vergeten worden. Immers, de middelbare waarde der realisaties (per sub-periode) kan nogal uiteenlopen. Daarom is in tabel IX van bijlage III de zogenaamde genormeerde gemiddelde voorspellingsfout ( $= \{(\bar{V}_1 - \bar{R}_1) / S_{R_1}\}$ ) weergegeven. Door deze normering is er natuurlijk in het aantal onder- c.q. overschattingen niets veranderd. Wel heeft norme-



ring invloed op de intensiteit. De hierboven geconstateerde aanzienlijke vermindering in intensiteit van de gemiddelde voorspellingsfouten blijkt na normering niet zo duidelijk meer. De verschillen tussen de verschillende sub-perioden zijn niet meer zo significant.

#### 5.6. Omslagpunten, acceleraties, deceleraties en stabilisatiepunten

De beoordeling van de voorspelkwaliteit van het C.P.B. is in deze paragraaf niet gericht op exacte kwantitatieve verschillen tussen voorspelde en gerealiseerde mutaties, maar op:

- a. het aantal keren dat een voorspelde ontwikkeling werd gerealiseerd;
- b. het aantal keren dat gerealiseerde ontwikkelingen inderdaad werden voorspeld c.q. niet werden voorspeld.

Omdat we vijf sub-perioden en vier groepen variabelen hebben onderscheiden zijn we in staat 20 tabellen van de volgende structuur op te stellen:

Voorspelling ↓				
Realisatie →	Omslag- punt	Acceleratie	Deceleratie	Stabiliteit
Omslagpunt	a	b	c	d
Acceleratie	e	f	g	h
Deceleratie	i	j	k	l
Stabiliteit	m	n	o	p

Aan de hand van een dergelijke tabel zijn diverse berekeningen te maken.

- (1) Het aantal keren dat bijv. een voorspeld omslagpunt werd gerealiseerd t.o.v. het totaal aantal voorspelde omslagpunten =

$$= \frac{a}{a + e + i + m}$$



- (2) Het aantal keren dat bijv. een omslagpunt ten onrechte werd voorspeld t.o.v. het totaal aantal voorspelde omslagpunten =

$$= \frac{e + i + m}{a + e + i + m}$$

- (3) Het aantal keren dat bijv. een gerealiseerde acceleratie werd voorspeld t.o.v. het totaal aantal gerealiseerde acceleraties =

$$= \frac{f}{e + f + g + h}$$

- (4) Het aantal keren dat bijv. een gerealiseerde deceleratie ten onrechte niet werd voorspeld t.o.v. het totaal aantal gerealiseerde deceleraties =

$$= \frac{i + j + l}{i + j + k + l}$$

In tabel XVIII van bijlage III zijn bovengenoemde 20 tabellen opgenomen. Hieronder wordt voor de gehele periode 1953 t/m 1980 een tabel met alle endogene variabelen en een tabel met alle exogene variabelen gepresenteerd.

Tabel 5.6.1. Periode: 1953 t/m 1980; alle endogene variabelen

R \ V						Deel hiervan ten onrechte niet voorspeld
	OP	ACC	DEC	Stab.	Totaal	
OP	30	15	19	1	65	0.54
ACC	11	77	37	10	135	0.43
DEC	16	24	67	9	116	0.42
Stab.	2	3	3	-	8	1.0
Totaal	59	119	126	20	324	
Deel hiervan ten onrechte voorspeld	0.49	0.35	0.47	1.0		0.46

Tabel 5.6.2. Periode: 1953 t/m 1980; alle exogene variabelen

R \ V	OP	ACC	DEC	Stab.	Totaal	Deel hiervan ten onrechte niet voorspeld
OP	15	13	12	1	41	0.63
ACC	8	50	16	1	75	0.33
DEC	6	16	44	6	72	0.39
Stab.	-	-	-	1	1	0.0
Totaal	29	79	72	9	189	
Deel hiervan ten onrechte voorspeld	0.48	0.37	0.39	0.89		0.42

Uit bovenstaande tabellen kan het volgende geconcludeerd worden:

- zowel bij de endogene als de exogene variabelen worden m.n. stabilisatiepunten zeer vaak ten onrechte voorspeld ( $\pm 95\%$ );
- versnellingen (acceleraties) worden bij alle variabelen in  $\pm 64\%$  van de gevallen terecht voorspeld;
- gerealiseerde omslagpunten worden in  $\pm 58\%$  van de gevallen ten onrechte niet voorspeld;
- gerealiseerde acceleraties worden in  $\pm 62\%$  van de gevallen terecht voorspeld;
- van alle 324 voorspellingen m.b.t. endogene variabelen werd in 46% van de gevallen ten onrechte een omslagpunt, acceleratie, deceleratie of stabilisatiepunt voorspeld;
- van alle 189 voorspellingen m.b.t. exogene variabelen werd in 42% van de gevallen ten onrechte een omslagpunt, acceleratie, deceleratie of stabilisatiepunt voorspeld.

Met behulp van de resultaten per sub-periode, welke in tabel XVIII van bijlage III zijn opgenomen, kan het volgende overzicht opgesteld worden. Voor elke sub-periode is per groep variabelen berekend welk deel van de totale voorspellingen t.a.v. omslagpunten, acceleraties, deceleraties en stabilisatiepunten ten onrechte voorspeld is.

Tabel 5.6.3. Aantal malen dat een ontwikkeling ten onrechte is voorspeld  
(als perunage van het totaal)

	Doelvar.	Irrelev. var.	Externe var.	Instrum. var.	Gemid- deld
1953 t/m 1957	0,45	0,43	0,42	0,38	0,42
1958 t/m 1962	0,48	0,34	0,47	0,40	0,41
1963 t/m 1969	0,60	0,51	0,43	0,54	0,53
1970 t/m 1976	0,43	0,49	0,19	0,39	0,41
1977 t/m 1980	0,40	0,43	0,50	0,44	0,43
Gemiddeld	0,48	0,45	0,38	0,44	0,44

Geconcludeerd kan worden dat er in de loop der tijd nogal wat schommelingen in de resultaten voorkomen. Op het eerste gezicht zijn over de gehele linie de resultaten in de periode 1963 t/m 1969 het ongunstigst (het hoogste % ten onrechte gedane voorspellingen), terwijl de periode 1970 t/m 1976 de beste resultaten oplevert. Geen enkele groep variabelen geeft in de loop der tijd een duidelijke verbetering in voorspelresultaten te zien.

Een andere mogelijkheid om op basis van de in de bijlage bijeen gebrachte resultaten een nader inzicht in de voorspelkwaliteiten van het C.P.B. te verkrijgen, is de volgende. Indien we, over het totaal der variabelen, per periode het aantal malen dat respectievelijk een omslagpunt, acceleratie, deceleratie of stabilisatiepunt terecht werd voorzien uitdrukken in een percentage van het aantal malen dat in die perioden dergelijke ontwikkelingen überhaupt werden voorspeld, dan zijn de volgende perunages uit het basismateriaal te berekenen:

Tabel 5.6.4. Aantal malen dat een voorspelde ontwikkeling werd gerealiseerd (als perunage van het totaal)

	OP	ACC	DEC	Stab.	Gemiddeld
1953 t/m 1957	0,55	0,60	0,58	0,50	0,58
1958 t/m 1962	0,58	0,67	0,56	0	0,59
1963 t/m 1969	0,50	0,58	0,46	0	0,47
1970 t/m 1976	0,45	0,69	0,66	0,10	0,59
1977 t/m 1980	0,47	0,75	0,55	0	0,57
Gemiddeld	0,51	0,64	0,56	0,07	0,56

In de loop der tijd zijn omslagpunten minder goed, acceleraties daarentegen beter voorspeld. Van de stabilisatiepunten kan weinig gezegd worden, terwijl de deceleraties rond de 56% schommelen. De gemiddelden die horizontaal berekend worden laten zien dat de CPB-prestaties op het gebied van het voorspellen van OP, ACC, DEC en Stab. tezamen er in de loop van de tijd niet op vooruit zijn gegaan. Zowel in de periode 1953 t/m 1957 als in de periode 1977 t/m 1980 werd een gemiddelde score van 57% gehaald.

Voor de verschillende variabelengroepen zijn voor de gehele periode 1953 t/m 1980 op analoge wijze onderstaande perunages berekend.

Tabel 5.6.5. Aantal malen dat een voorspelde ontwikkeling werd gerealiseerd (als perunage van totaal)

	OP	ACC	DEC	Stab.	Gemiddeld
Doelvariabelen	0,49	0,61	0,55	0	0,52
Irrelev. var.	0,54	0,67	0,53	0	0,55
Externe var.	0,67	0,67	0,63	0,17	0,62
Instrumentvar.	0,45	0,60	0,60	0,33	0,56
Gemiddeld	0,51	0,64	0,56	0,07	0,56



Over de gehele linie werd het beste resultaat behaald bij de externe variabelen. De doelvariabelen behaalden de geringste score. Stabilisaties blijken nauwelijks correct voorspelbaar te zijn.

Als tweede opdracht hebben we eerder geformuleerd het onderzoek naar het aantal malen dat een gerealiseerde ontwikkeling ook inderdaad was voorspeld. De resultaten, naar periode en naar variabelengroep, zijn in onderstaande tabellen bijeen gebracht.

Tabel 5.6.6. Aantal malen dat een gerealiseerde ontwikkeling is voorspeld (als perunage van het totaal)

	OP	ACC	DEC	Stab.	Gemiddeld
1953 t/m 1957	0,43	0,65	0,58	0,50	0,58
1958 t/m 1962	0,60	0,58	0,63	0	0,59
1963 t/m 1969	0,35	0,57	0,45	0	0,47
1970 t/m 1976	0,38	0,65	0,64	0,50	0,59
1977 t/m 1980	0,35	0,58	0,72	0	0,57
Gemiddeld	0,42	0,60	0,59	0,20	0,56

Tabel 5.5.7. Aantal malen dat een gerealiseerde ontwikkeling is voorspeld (als perunage van het totaal)

	OP	ACC	DEC	Stab.	Gemiddeld
Doelvariabelen	0,49	0,56	0,56	0	0,52
Irrelev. var.	0,43	0,58	0,59	0	0,55
Externe var.	0,32	0,76	0,63	1,0	0,62
Instrumentvar.	0,41	0,59	0,61	1,0	0,56
Gemiddeld	0,42	0,60	0,59	0,20	0,56

Uit bovenstaande tabellen valt op te maken dat gerealiseerde acceleraties en deceleraties in  $\pm 60\%$  van de gevallen ook voorspeld zijn. Omslagpunten en stabilisatiepunten scoren duidelijk lager. Bij de resulta-



ten per periode zijn twee uitschieters te constateren. In de periode 1958 t/m 1962 is 60% van de omslagpunten ook voorspeld (t.o.v. een gemiddelde van die groep van 42%); in de periode 1977 t/m 1980 scoren de deceleraties met 72% ruim boven het gemiddelde van 59%. Bij de resultaten per groep variabelen valt m.n. voor de externe variabelen op dat van gerealiseerde acceleraties 76% is voorspeld (t.o.v. een gemiddelde van 60%).

### 5.7. Ongelijkheidsproporties

Door de teller van de ongelijkheidscoëfficiënt te kwadrateren en daarna in drie gedeelten te splitsen, resulteerde vgl. (4.4.1)

$$\frac{1}{n} \Sigma (V_i - R_i)^2 = (\bar{V} - \bar{R})^2 + (\sigma_V - \sigma_R)^2 + 2(1-r)\sigma_V \cdot \sigma_R$$

Door beide leden van deze vergelijking te delen door  $\frac{1}{n} \Sigma (V_i - R_i)^2$  resulteerde:  $1 = U^m + U^s + U^c$ .

Voor de gehele periode 1953 t/m 1980 kan de volgende tabel opgesteld worden (gegroepeerd naar soort variabele):

Tabel 5.7.1. Ongelijkheidsproporties en ongelijkheidscoëfficiënten per variabele voor de periode 1953 t/m 1980

	$U^m$	$U^s$	$U^c$	$o.c.$
1. Wereldhandel	0.27	0.15	0.58	0.48
2. Invoerprijspeil	0.13	0.32	0.55	0.38
3. Conc. uitvoerprijsp.	0.08	0.37	0.55	0.52
15. Loonsom werkn. bedr.	0.49	-	0.51	0.23
17. Vol. mat. overh. cons.	0.10	0.09	0.81	0.69
18. Vol. bruto ov. inv.	-	0.51	0.49	0.82
19. Vol. woningbouw	0.02	0.21	0.77	0.55
4. Prod. vol. bedr.	0.23	0.21	0.56	0.41
5. Werkloosheid	0.07	0.10	0.83	0.49
6. Bruto invest. bedr.	0.15	0.20	0.65	0.71
7. Cons. prijspeil	0.30	0.03	0.67	0.22
8. Saldo lopende rek.	0.02	0.06	0.92	0.79
9. Vol. part. cons.	0.23	0.21	0.56	0.38
10. Vol. goed. uitvoer	0.20	0.32	0.48	0.49
11. Vol. goed. invoer	0.23	0.08	0.69	0.43
12. Werkgeheid. bedrijven	-	0.03	0.97	0.34
13. Reëel nat. inkomen	0.12	0.18	0.70	0.53
14. Uitvoerprijspeil	0.04	0.41	0.55	0.41
16. Prijspeil br. inv. bedr.	0.28	0.02	0.70	0.41

In paragraaf 4.4 is aangegeven dat de meest wenselijke verdeling der ongelijkheidsproporties zou moeten luiden:  $U^m = U^s = 0$  en  $U^c = 1$ . Immers systematische fouten zouden aldus niet gemaakt zijn. Uit bovenstaande tabel voor de afzonderlijke variabelen springen enkele variabelen met een lage ( $U^m + U^s$ ) er uit:

- werkgelegenheid bedrijven	: 0.03
- saldo lopende rekening	: 0.08
- werkloosheid	: 0.17
- volume materiële overheidsconsumptie	: 0.19

Van de overige variabelen valt voor de variabele volume bruto overh.invest. een  $U^m$  van 0, d.w.z. gemiddelde voorspelling = gemiddelde realisatie, te noteren; maar daar staat dan een  $U^s$  van 0.51 tegenover, d.w.z. een behoorlijk verschil tussen de standaarddeviaties van voorspellingen en realisaties. Het omgekeerde geldt voor de variabele loonsom werknemers bedrijven:  $U^m = 0.49$  en  $U^s = 0$ . Zoals eerder in paragraaf 5.1 is vermeld heeft het C.P.B. deze variabele 23 van de 28 keer onderschat. Deze systematische onderschatting kon verklaard worden door een op het laag houden van lonen gericht overheidsbeleid. Omdat het om ongelijkheidsproporties gaat is de volgende "tegenstelling" verklaarbaar: de loonsom werknemers bedrijven heeft de op één na laagste ongelijkheidscoëfficiënt (o.c. = 0.23), maar wel de hoogste  $U^m$  (= 0.49). De interpretatie hiervan is: de genormeerde voorspellingsfouten zijn aan de geringe kant, maar het aandeel hierin van de gemiddelde onderschatting is aan de hoge kant.

Indien voor de gehele periode per groep variabelen c.q. alle variabelen het ongewogen gemiddelde van de ongelijkheidsproporties berekend wordt, resulteert de volgende tabel:

Tabel 5.7.2. Ongewogen gemiddelde van de ongelijkheidsproporties (periode 1953 t/m 1980)

	$U^m$	$U^s$	$U^c$
Externe variabelen	0.16	0.28	0.56
Instrumentvariabelen	0.15	0.20	0.65
Doelvariabelen	0.15	0.12	0.73
Irrelevante variabelen	0.16	0.18	0.66
Alle variabelen	0.16	0.18	0.66

Gemiddeld gezien is dit een redelijk resultaat. Op de eerste plaats een  $U^m$  en een  $U^s$  die beperkt in omvang zijn gebleven. Bovendien is voldaan aan wat theoretisch te verwachten is nl. een  $U^s$  die (aanzienlijk) kleiner is dan de  $U^c$ . Immers,

$$\frac{U^S}{U^C} = \frac{(\sigma_V - \sigma_R)^2}{2(1-r)\sigma_V \cdot \sigma_R} \quad (5.7.1)$$

Indien we het relatieve verschil tussen  $\sigma_V$  en  $\sigma_R$  schrijven als  $\delta$ , geldt:

$$\sigma_V = \sigma(1 + \frac{1}{2} \delta) \text{ en } \sigma_R = \sigma(1 - \frac{1}{2} \delta)$$

Indien we deze termen invullen in (5.7.1) krijgen we:

$$\frac{U^S}{U^C} = \frac{\delta^2}{2(1-r)(1 - \frac{1}{4} \delta^2)}$$

Dit impliceert dat, indien  $\delta = 0.10$ , de correlatiecoëfficiënt  $r$  een waarde van minstens 0.995 moet hebben opdat  $U^S > U^C$ ; bij een  $\delta = 0.25$  is nog altijd een  $r$  van 0.97 vereist opdat  $U^S > U^C$ . Dit is de reden waarom in normale omstandigheden een  $U^S$  verwacht mag worden welke aanzienlijk kleiner is dan de  $U^C$ , m.a.w. onvolledige covariantie zal een belangrijker fout zijn dan ongelijke variantie. Gezien de resultaten welke in bovenstaande tabel staan vermeld, kan van 'normale omstandigheden' worden gesproken.

In paragraaf 4.3 is gesproken van een denkbare correlatie tussen ongelijkheidscoëfficiënten en ongelijkheidsproporties. De hypothese is gesteld dat een lage o.c. samengaat met een lage ( $U^m + U^S$ ) en een hoge o.c. met een hoge ( $U^m + U^S$ ), m.a.w. een positief verband tussen deze twee variabelen; daarentegen zou er dan een negatief verband moeten zijn tussen o.c. en  $U^C$ . Deze hypothese wordt niet ondersteund door tabel 5.7.1.

Bij wijze van voorbeeld zijn hieronder de 7 variabelen met de hoogste o.c. met daarbij ( $U^m + U^S$ ) resp.  $U^C$  naast elkaar gezet.

	o.c.	( $U^m+U^s$ )	$U^c$
vol. bruto. invest. ov.	0.82	0.51	0.49
saldo lopende rekening	0.79	0.08	0.92
bruto invest. bedrijven	0.71	0.35	0.65
vol. mat. overh. cons.	0.69	0.19	0.81
vol. woningbouw	0.55	0.23	0.77
reël nat. inkomen	0.53	0.30	0.70
conc. uitvoerprijspeil	0.52	0.45	0.55

De afnemende reeks ongelijkheidscoëfficiënten gaat niet samen met een afnemende reeks ( $U^m+U^s$ ); er is juist sprake van een zeer grillig verloop bij ( $U^m+U^s$ ). Het negatieve verband tussen o.c. en  $U^c$  is dus niet waarneembaar.

De hierboven gegeven interpretatie van de resultaten voor de totale periode kan bij een analyse van de resultaten per sub-periode eventueel nader bijgesteld worden. De resultaten per sub-periode zijn in tabel XXII van bijlage III opgenomen. Op de eerste plaats is per sub-periode simpel gestaffeld welk van de ongelijkheidsproporties per variabele de hoogste waarde had. Het resultaat hiervan is:

	1953-57	1958-62	1963-69	1970-76	1977-80	Totale periode
$U^m$	10	8	3	3	5	-
$U^s$	2	2	1	5	4	1
$U^c$	7	9	15	11	10	18

Op de tweede plaats is per sub-periode, analoog aan tabel 5.7.2., het ongewogen gemiddelde van de ongelijkheidsproporties berekend.



Tabel 5.7.3. Ongewogen gemiddelde van de ongelijkheidsproporties (per sub-periode)

	1953-57	1958-62	1963-69	1970-76	1977-80
$U^m$	0.50	0.35	0.20	0.23	0.29
$U^s$	0.13	0.18	0.17	0.27	0.25
$U^c$	0.37	0.47	0.63	0.50	0.46

Hoewel het hier ongewogen gemiddelden betreft, kan geconcludeerd worden dat m.n. in de eerste sub-periode de resultaten het verst verwijderd zijn van de eerder genoemde meest wenselijke verdeling. In de daarop volgende sub-perioden is er een tegengestelde beweging in de ontwikkeling van  $U^m$  en  $U^s$  te constateren. De ongelijkheidsproportie  $U^m$  daalt sterk, terwijl  $U^s$  gemiddeld langzamer toeneemt.

#### 5.8. De kleinste kwadratenschatting

In paragraaf 4.5 is de regressie-coëfficiënt  $b$  geïntroduceerd. Zij is de kleinste kwadratenschatter van  $V$  op  $R$ :

$$b = \frac{\Sigma(V_1 \cdot R_1)}{\Sigma R_1^2}$$

In het algemeen kan gesteld worden dat de mate van onder- c.q. overschatting aan de hand van de waarde van  $b$  vastgesteld kan worden. Hierbij moet een tweetal kanttekeningen gemaakt worden:

- a. zoals reeds in paragraaf 4.5 is opgemerkt heeft Van der Leeuw terecht gesteld dat het bovenstaande slechts geldt indien alle voorspellingen en realisaties paarsgewijs hetzelfde teken hebben. Indien dit niet zo is kan op basis van het resultaat van  $b$  (bijv. negatief) tot onderschatting geconcludeerd worden, terwijl in feite van overschatting sprake is;

b. indien wel alle voorspellingen en realisaties paarsgewijs hetzelfde teken hebben, moet nog bekeken worden of de gesignaleerde onder- of overschatting significant is. Dit kan geschieden via de tb-toets.

$$tb = \frac{b - 1}{\sqrt{\Sigma(E_i^2)/(n-1)\Sigma(R_i^2)}}$$

Afhankelijk van de lengte van de steekproefperiode kan met 95% zekerheid worden aangenomen dat  $b \neq 1$  ofwel dat  $b-1 \neq 0$ , indien tb groter is dan  $\pm 2,5$ . Met andere woorden, in een dergelijke situatie is er van significante onder- of overschatting sprake. In tabel XXIII van bijlage III zijn voor alle 19 variabelen voor vijf sub-perioden en voor de totale periode b en tb opgenomen. Conclusies kunnen slechts getrokken worden nadat het basismateriaal bekeken is m.b.t. het aantal malen dat V en R een tegengesteld teken hebben. Ten aanzien van de variabelen waarvoor per sub-periode dit tegengestelde teken 2 of meer keer opgaat, kunnen ons inziens geen conclusies getrokken worden. Dit geldt per sub-periode voor de volgende variabelen:

1953-57 : 18  
 1958-62 : 3, 8, 14, 16, 19  
 1963-69 : 5, 6, 8, 14, 19  
 1970-76 : 8, 18, 19  
 1977-80 : 8, 12, 17, 18

Per sub-periode kan van de volgende variabelen gesteld worden dat zij significant (95% waarschijnlijkheid) onderschat zijn (tussen haakjes de minimaal vereiste tb-waarde)

1953-57 (2,8) : 1, 4, 6, 10, 13, 15  
 1958-62 (2,8) : 1, 2, 9, 10, 17  
 1963-69 (2,5) : 1, 2, 4, 9, 10, 11, 13, 17  
 1970-76 (2,5) : 1, 2, 3, 4, 5, 6, 10, 11, 14, 15  
 1977-80 (3,2) : 6

Van significante overschatting is geen enkele keer sprake.

Voor de totale periode 1953-1980 (vereiste tb-waarde is 2.1) geldt, indien we die variabelen weglaten waarvoor 5 of meer keer een tegengesteld teken tussen V en R waargenomen is, dat de volgende variabelen significant onderschat zijn: 1, 2, 3, 4, 7, 9, 10, 11, 13, 15, 16, 17. Ook voor de totale periode is van (significante) overschatting geen enkele keer sprake.

In paragraaf 4.5 is behalve aan de regressiecoëfficiënt ook aandacht geschonken aan de spreiding rondom de regressielijn. In formule (4.5.3) zijn twee zogenaamde componentaandelen opgenomen.

$$1 = \frac{(b-1)^2}{(o.c.)^2} + (1-c^2) \frac{\sum V_1^2}{\sum R_1^2} \cdot \frac{1}{(o.c.)^2} = d_b^2 + d_e^2$$

Bij de interpretatie van de resultaten moet, zoals ook in paragraaf 5.7 t.a.v. de ongelijkheidsproporties gebeurd is, terdege rekening gehouden met de hoogte van de desbetreffende ongelijkheidscoëfficiënten. Bijvoorbeeld, een vrij hoge b van 0.9 levert bij een o.c. van 0.50 een  $d_b^2$  van 0.04 op, terwijl eenzelfde b bij een o.c. van 1.00 een  $d_b^2$  van 0.01 oplevert. De hogere  $d_e^2$  in het laatste geval, duidend op een grote spreiding rondom de regressielijn, is dan een functie van de hogere ongelijkheidscoëfficiënt.

In feite zijn voor de diverse sub-perioden en voor de totale periode met en de o.c. en de  $d_b^2$  de voorspelkwaliteiten van het C.P.B. t.a.v. de diverse variabelen goed te traceren. In een poging de diverse cijfers kwalitatief te rangschikken zou t.a.v. de o.c. de volgende tabel opgesteld kunnen worden:

<u>o.c.</u>	<u>Kwaliteit voorspellingen</u>
< 0.25	uitstekend
0.26 - 0.50	goed
0.51 - 0.75	matig
0.76 - 1.00	slecht
> 1.00	zeer slecht

Ten aanzien van het resultaat van  $d_b^2$  zou de volgende afspraak gemaakt kunnen worden:

<u><math>d_b^2</math></u>	<u>"kwaliteit":</u>
1.00	Maximaal onder- c.q. overschattingsaandeel; geen dispersie
0.50 - 0.99	Groot onder- c.q. overschattingsaandeel; geringe dispersie
0.01 - 0.49	Gering onder- c.q. overschattingsaandeel; veel dispersie
0.00	Geen onder- c.q. overschatting; maximaal dispersie-aandeel

Voor de gehele periode 1953 t/m 1980 kan de volgende tabel opgesteld worden (gegroepeerd naar soort variabele):



Tabel 5.8.1. Onder- c.q. overschattingsaandeel ( $d_b^2$ ) en ongelijkheidscoëfficiënt (o.c.) per variabele, 1953-80

	$d_b^2$	o.c.
1. Wereldhandel	0.61	0.48
2. Invoerprijspeil	0.58	0.38
3. Conc. uitvoerprijsp.	0.66	0.52
15. Loonsom werkn. bedr.	0.52	0.23
17. Vol. mat. ov. cons.	0.50	0.69
18. Vol. bruto ov. inv.	0.79	0.82
19. Vol. woningbouw	0.48	0.55
4. Prod. volume bedr.	0.59	0.41
5. Werkloosheid	0.24	0.49
6. Bruto invest. bedr.	0.67	0.71
7. Cons. prijspeil	0.22	0.22
8. Saldo lopende rekening	0.38	0.79
9. Volume part. cons.	0.54	0.38
10. Volume goed. uitvoer	0.63	0.49
11. Volume goed. invoer	0.48	0.43
12. Werkg.heid bedrijven	0.08	0.34
13. Reëel nat. inkomen	0.51	0.53
14. Uitvoerprijspeil	0.61	0.41
16. Prijspeil br. inv. bedr.	0.24	0.41

Van de 19 variabelen zijn er 12 met een  $d_b^2$  van 0.50 of meer d.w.z. dat voor de meerderheid van de variabelen het onderschattingsaandeel groter is dan het dispersie-aandeel. Wat betreft de o.c. kan van 2 variabelen een uitstekend resultaat ( $< 0.25$ ) genoteerd worden, 10 variabelen scoren goed, 5 matig en 2 slecht.

De samenhang die er bestaat tussen de regressiecoëfficiënt  $b$ , de o.c. en  $d_b^2$  kan nog eens geïllustreerd worden aan de hand van de resultaten voor de variabele consumptieprijspeil. Ondanks een hoge  $b$  van 0.9, duidend op een lage gemiddelde onderschatting, is het onderschattings-

aandeel toch nog 22%. Dit hangt samen met de tamelijk lage o.c. van 0.22. Zou de o.c. namelijk 0.50 zijn dan zou bij dezelfde  $b$  van 0.9 het onderschattingsaandeel dalen tot slechts 4%.

In tabel XXIV van bijlage III zijn voor de diverse sub-perioden de resultaten van  $d_b^2$  en o.c. afgedrukt. Van de in totaal 95 resultaten voor  $d_b^2$  (5 perioden; 19 variabelen) blijkt 56% een  $d_b^2$  van 0.50 of meer op te leveren. In onderstaande tabel is dit per periode voor elke groep variabelen af te lezen.

Tabel 5.8.2. Aantal keren dat een resultaat van 0.50 of meer voor  $d_b^2$  behaald werd

	53-57	58-62	63-69	70-76	77-80	Totaal
Externe var.	1	3	2	3	1	10 (= 67%)
Instrumentvar.	3	3	2	3	2	13 (= 65%)
Doelvariabelen	4	1	2	4	3	14 (= 56%)
Irrelev. var.	3	3	5	3	2	16 (= 46%)
Totaal	11	10	11	13	8	53 (= 56%)

Wanneer de 19 variabelen afzonderlijk worden bekeken, dan blijken er 5 te zijn waarvoor in vier van de vijf perioden geldt dat  $d_b^2$  0.50 of meer bedraagt; daar tegenover staan twee variabelen waarvoor dit slechts in één van de vijf perioden geldt; tenslotte is er één variabele (het prijspeil van de bruto bedrijfsinvesteringen) die in geen enkele sub-periode een  $d_b^2$  van 0.50 of meer behaalde.

Een min of meer kwantitatief inzicht wordt verkregen door per sub-periode en per groep variabelen een ongewogen gemiddelde van  $d_b^2$  te berekenen.

Tabel 5.8.3. Ongewogen gemiddelde van  $d_b^2$  per groep variabelen, per sub-periode

	1953-57	1958-62	1963-69	1970-76	1977-80	1953-80
Externe var.	0.27	0.76	0.65	0.80	0.37	0.62
Instrumentvar.	0.74	0.46	0.55	0.44	0.51	0.57
Doelvariabelen	0.66	0.35	0.23	0.56	0.56	0.42
Irrelevante var.	0.47	0.50	0.51	0.48	0.41	0.44
Alle variabelen	0.54	0.49	0.47	0.54	0.46	0.49

Voor alle variabelen tezamen kan per sub-periode een ongewogen gemiddelde van  $d_b^2$  van  $\pm 50\%$  aangehouden worden; de doelvariabelen en de irrelevante variabelen (m.a.w. de endogene variabelen) scoren over de gehele periode  $\pm 43\%$ ; de exogene variabelen (externe- en instrumentvariabelen) hebben een gemiddelde  $d_b^2$  rond de  $60\%$ .

### 5.9. De samenhang tussen ongelijkheidscoëfficiënten en intensiteiten

Een aspect dat nog niet ter sprake is gebracht betreft de mogelijke samenhang in de tijd tussen ongelijkheidscoëfficiënten en intensiteiten. De intensiteit van R voor bijv. m variabelen in jaar t is als volgt gedefinieerd:

$$I_t = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_i \left( \frac{R_{1,t}}{S_{R_1}} \right)^2}$$

Hierin staat  $S_{R_1}$  voor de middelbare waarde der realisaties.

In tabel XXVI van bijlage III zijn voor 6 groepen variabelen de intensiteiten per jaar voor de periode 1953 t/m 1980 opgenomen. De twee nieuwe, nog niet apart onderscheiden, groepen zijn de groep endogene variabelen resp. de groep exogene variabelen.

De endogene variabelen zijn doelvariabelen en irrelevante variabelen. De groep exogene variabelen is de verzameling van externe variabelen en instrumentvariabelen.

In tabel XXV van bijlage III zijn voor bovengenoemde 6 groepen variabelen de ongelijkheidscoëfficiënten per jaar voor de totale periode afgedrukt.

Nu dient de volgende hypothese onderzocht te worden: indien via regressie-analyse een positief verband tussen ongelijkheidscoëfficiënten en intensiteiten aangetoond kan worden heeft een mogelijke verbetering van voorspelresultaten in de beschouwde periode voor één of meer groepen variabelen niet alleen te maken met betere modellen bij het C.P.R., betrouwbaar cijfermateriaal e.d. Immers de intensiteit van de mutaties kan dan ook invloed gehad hebben en wel in die zin dat, achteraf bezien, sommige jaren gemakkelijker te voorspellen waren dan andere. Een goed ingeschatte lage intensiteit der mutaties levert dan een lage ongelijkheidscoëfficiënt op en dit impliceert cet. par. betere voorspelresultaten.

In bijlage IV zijn de resultaten van een zestiental uitgevoerde regressies opgenomen. Hierbij zijn de ongelijkheidscoëfficiënten per groep variabelen te verklaren uit de erbij behorende intensiteiten. Bij de daarop volgende zes regressies is de tijd als verklarende factor toegevoegd. Bij de laatste vier regressies is voor de groep endogene variabelen onderzocht wat het meenemen als verklarende factor van resp. de ongelijkheidscoëfficiënten van de groep exogene variabelen c.q. de ongelijkheidscoëfficiënten van de groepen externe variabelen en instrumentvariabelen apart zou opleveren.

Als maatstaven om de kwaliteit van de aanpassing te beoordelen is gekozen voor t-waarden, de Durbin-Watson toets en de multiple correlatie-coëfficiënt. Als minst slechte vergelijking kwam de volgende er uit:

$$\begin{aligned} \text{O.C.}_4 &= 0,33\text{I}_4 + 0,116 & R^2 &= 0.55 ; \text{D.W.} = - 2.06 \\ &(5.66) \quad (1.98) \end{aligned}$$

Duidelijk is dat voor de groep externe variabelen gemiddeld slechts 55% van de veranderingen in o.c. door de ontworpen regressievergelijking wordt verklaard. Doordat de t-waarde (5.66) van de regressiecoëfficiënt



van  $I_4$  ruim de minimumwaarde van  $\pm 2.0$  overtreft kan gesteld worden dat de betreffende verklarende variabele relevant is. Ook de D.W.-waarde voldoet aan de beoogde waarde van  $\pm 2.0$ . Omdat het hier de minst slechte vergelijking betrof kan de conclusie luiden dat over het geheel genomen de intensiteit der mutaties geen verklarende factor voor verbetering in de kwaliteit van de voorspellingen is.

## 5.10. Conclusies

### 5.10.1. Ontwikkeling van de variabelen en variabelengroepen in de tijd

- Over de gehele periode gemeten is in 60% van de gevallen onderschat; overschatting kwam in 26% van de gevallen voor; er waren 11% omslagfouten en 3% voltreffers.
- In de loop der tijd is er, zoals uit de sub-perioden verdeling blijkt, een dalende tendens qua aantal onderschattingen terwijl juist overschattingen en omslagfouten qua aantal toenemen.
- Gemiddeld over de gehele periode komt het grootste percentage onderschattingen voor bij de groep externe variabelen (74%); een meer dan gemiddeld percentage omslagfouten komt voor bij de groepen instrument- en doelvariabelen.
- Uit de analyse per sub-periode blijkt dat de groep doelvariabelen de sterkste achteruitgang in het aantal onderschattingen, maar daarentegen de snelste groei in het aantal overschattingen heeft gekend.
- Wat betreft de mate van onder- c.q. overschatting geven de tabellen met de gemiddelde voorspellingsfouten en de genormeerde gemiddelde voorspellingsfouten uitsluitel (tabellen VIII en IX van bijlage III); over de gehele periode genomen kent de variabele bruto investeringen bedrijven de hoogste genormeerde gemiddelde voorspellingsfout: -27,3%; ook boven de -20% zitten: de wereldhandel, volume goederenuitvoer, volume goedereninvoer, het prijspeil bruto invest. bedr. en het volume van de materiële overheidsconsumptie. De geringste genormeerde gemiddelde voorspellingsfouten zijn gemaakt bij de variabelen werkgelegenheid bedrijven en volume bruto overheidsinvesteringen.

- Per groep variabelen neemt de mate van onderschatting in de loop der tijd af. Gemiddeld gezien kent de groep externe variabelen de grootste onderschatting.

#### 5.10.2. Ongelijkheidscoëfficiënten

- De kwaliteit van de C.P.B. voorspellingen, gemeten via de totale o.c. (OCTOT) voor alle variabelen tezamen, is in de loop der tijd niet verbeterd. Na een verbetering in de periode 1970-1976 (o.c. = 0.53) t.o.v. de periode 1953-1957 (o.c. = 0.61) volgt een verslechtering in de periode 1977-1980 (o.c. = 0.69).
- Ook wat betreft de totale o.c. (OCTOT) per groep variabelen is voor geen enkele groep een structurele verbetering in de loop der tijd waar te nemen. Over de gehele periode gemeten behaalt de groep irrelevante variabelen het minst slechte resultaat (o.c. = 0.43).
- Bij de ongelijkheidscoëfficiënten per variabele geven, gemeten over de vijf sub-perioden, de variabelen wereldinvoer en prijspeil bruto invest. in vaste activa door bedrijven een voortdurende verbetering in o.c. te zien. Bij de wereldinvoer lijkt de veranderde voorspelmethode tot de verklaring hiervan bij te dragen. Het beste resultaat over de gehele periode is behaald door de met elkaar samenhangende variabelen consumptieprijspeil (0.22) en loonsom per werknemer bij bedrijven (0.23). Het slechtste resultaat over de gehele periode is behaald door de variabelen saldo lopende rekening (0.79) en volume bruto overheidsinvesteringen (0.82). Het meest grillige verloop kent de variabele volume woningbouw. Niet te voorziene veranderingen in weersomstandigheden spelen hierbij ongetwijfeld een rol.
- Bij de beoordeling van de ongelijkheidscoëfficiënten per C.E.P. (dus per jaar) speelt de wijze van normeren (totale periode dan wel per sub-periode) een belangrijke rol.
- Bij normering over de totale periode geven vijfjaars voortschrijdende gemiddelden van de ongelijkheidscoëfficiënten per C.E.P. nauwelijks structurele verbeteringen te zien. De verbetering over de periode 1955-1978 welke voor de groepen instrumentvariabelen, doelvariabelen en irrelevante variabelen te noteren valt voor het grootste gedeelte samen met enkele zeer hoge waarden in de beginperiode 1953 t/m 1957. Dit betekent natuurlijk dat ook voor alle variabelen tezamen vanaf

1960 geen enkele structurele verbetering in het voortschrijdende gemiddelde te constateren valt.

- Bij normering per sub-periode wordt meer gewicht toegekend aan de hoogte van de realisaties in elke periode. Normering per sub-periode doet om deze reden meer recht aan de verschillen in economische omstandigheden tussen de vijf onderscheiden sub-perioden.

De vijfjaars voortschrijdende gemiddelden van de ongelijkheidscoëfficiënten per C.E.P. geven bij deze normering in het geheel geen verbetering te zien voor de groepen instrument-, doel- en irrelevante variabelen. De groep externe variabelen vertoont een geringe trendmatige verbetering. Voor alle variabelen tezamen gold in 1955 een waarde van 0.55, in 1978 bedroeg deze 0.61. In de tussenliggende periode zien wij een vrij stabiel beeld, een verbetering in het voortschrijdende gemiddelde is zeker niet waar te nemen.

#### 5.10.3. Omslagpunten, acceleraties, deceleraties en stabilisatiepunten

- Van alle voorspellingen m.b.t. endogene variabelen was in 46% van de gevallen ten onrechte sprake van een omslagpunt, acceleratie, deceleratie of stabilisatiepunt; voor de groep exogene variabelen geldt analoog een % van 42.
- Zoals verwacht kon worden zijn omslagpunten en stabilisatiepunten het minst gemakkelijk te voorspellen; van de gerealiseerde omslagpunten was slechts 42% inderdaad voorspeld en van de stabilisatiepunten slechts 20%; voor acceleraties en deceleraties geldt analoog een percentage van 60; m.n. bij de externe variabelen is in 76% van de gevallen een gerealiseerde acceleratie inderdaad voorspeld.
- Wat betreft de ontwikkeling per sub-periode valt m.n. op dat voorspelde omslagpunten in de loop der tijd steeds minder vaak gerealiseerd werden; daarentegen zijn m.n. na 1963 steeds meer voorspelde acceleraties wel gerealiseerd.

#### 5.10.4. Ongelijkheidsproporties

- Gemeten over de gehele periode benadert alleen de variabele werkgelegenheid bedrijven de meest wenselijke verdeling der ongelijkheidsproporties; immers  $U^m + U^s$  is slechts 0.03 d.w.z. dat systematische fou-



ten praktisch niet gemaakt zijn. In concreto houdt dit voor deze variabele in dat de gemiddelde voorspelling gelijk is aan de gemiddelde realisatie en dat de standaarddeviaties van voorspellingen en realisaties praktisch aan elkaar gelijk zijn.

- Voor de gehele periode is het ongewogen gemiddelde van  $(U^m + U^s)$  voor alle variabelen tezamen 0.34; voor de externe variabelen geldt 0.44, terwijl de doelvariabelen het laagst scoren: 0.27.
- Gemeten over sub-perioden kan geconcludeerd worden dat het ongewogen gemiddelde van  $(U^m + U^s)$  voor alle variabelen tezamen in de sub-periode 1953-1957 met 0.63 een meer dan gemiddelde waarde had; in de daarop volgende perioden werd dit lager met daarbij de kanttekening dat binnen het totaal  $U^m$  een geringere waarde en  $U^s$  een hogere waarde verkreeg.
- Een mogelijk positief verband tussen de ongelijkheidscoëfficiënt en de  $(U^m + U^s)$  blijkt niet door de feiten bevestigd te worden.

#### 5.10.5. De kleinste kwadratenschatting

- Gemeten over de totale periode m.b.v. de regressiecoëfficiënt is voor 12 van de 19 variabelen van significante onderschatting sprake; significante overschatting komt niet voor.
- Gemeten over sub-perioden komt significante overschatting evenmin voor; significante onderschatting komt in het algemeen minder voor dan indien gemeten over de totale periode; in de laatste sub-periode bijv. is alleen voor de variabele bruto investeringen bedrijven sprake van significante onderschatting.
- Indien ook de spreiding rondom de regressielijn in de beschouwing betrokken wordt dan blijken, gemeten over de totale periode, 12 van de 19 variabelen ook een groter onderschattingsaandeel dan dispersie-aandeel te hebben. Omdat het hier aandelen betreft speelt de hoogte van de o.c. geen enkele rol.
- Gemeten over sub-perioden is bekeken hoeveel keer een resultaat van 0.50 of meer voor  $d_b^2$  (het onder- c.q. overschattingsaandeel) is behaald: de hoogste score was er in de sub-periode 1970-1976 (13 van de 19 keer), de laagste score in de periode 1977-1980 (8 van de 19 keer).
- Gemeten over de gehele periode en beschouwd naar groep variabelen blijken de doelvariabelen en de irrelevante variabelen (m.a.w. de en-



dogene variabelen) een ongewogen gemiddelde voor  $d_b^2$  van  $\pm 42\%$  te scoren, terwijl de exogene variabelen (externe- en instrumentvariabelen) een ongewogen gemiddelde van  $\pm 60\%$  voor  $d_b^2$  scoren.

## Hoofdstuk VI: VERGELIJKING VAN VOORSPELLING EN REALISATIE BIJ EEN ALTERNATIEVE PERIODE-INDELING

In dit hoofdstuk zal m.b.v. de voornaamste criteria, zoals reeds in Hoofdstuk V toegepast, bestudeerd worden in hoeverre een alternatieve periode-indeling het noodzakelijk maakt de in Hoofdstuk V getrokken conclusies bij te stellen. Vergeleken met de periode-indeling daar is nu voor een indeling in slechts drie sub-perioden gekozen. Om redenen welke in hoofdstuk III zijn uiteengezet is gekozen voor de perioden 1953-1960; 1961-1970 en 1971-1980.

### 6.1. Ongelijkheidscoëfficiënten per sub-periode c.q. totale periode (normering per sub-periode)

Het meest algemene beeld wordt verkregen via de OCTOT. Dit is de totale o.c. voor alle variabelen tezamen dan wel per groep variabelen.

Tabel 6.1.1. Totale o.c. per sub-periode per groep variabelen

Groep variabelen	1953-60	1961-70	1971-80	1953-80
Externe var.	0.58	0.57	0.42	0.47
Instrumentvariabelen	0.57	0.59	0.75	0.61
Doelvariabelen	0.63	0.56	0.56	0.57
Irrelevante var.	0.56	0.45	0.49	0.43
Alle variabelen	0.58	0.53	0.56	0.52

Om de invloed van een andere periode-indeling correct te analyseren is vergelijking met tabel 5.2.1 noodzakelijk. Voor de groep externe variabelen is nu een continue verbetering waarneembaar. Daarentegen wordt het resultaat voor de groep instrumentvariabelen steeds slechter. In tabel

5.2.1, waar vijf sub-perioden werden onderscheiden, werd voor bovengenoemde groepen variabelen een nogal schommelend beeld waargenomen. Hieruit moge blijken dat door een terugbrenging van het aantal perioden en door het kiezen van de juiste caesuur de conclusies sterk beïnvloed worden.

Een nadere beschouwing per groep variabelen is mogelijk door bestudering van tabel XXVII van bijlage III. Bij wijze van voorbeeld zullen wij de groep externe variabelen onder de loupe nemen.

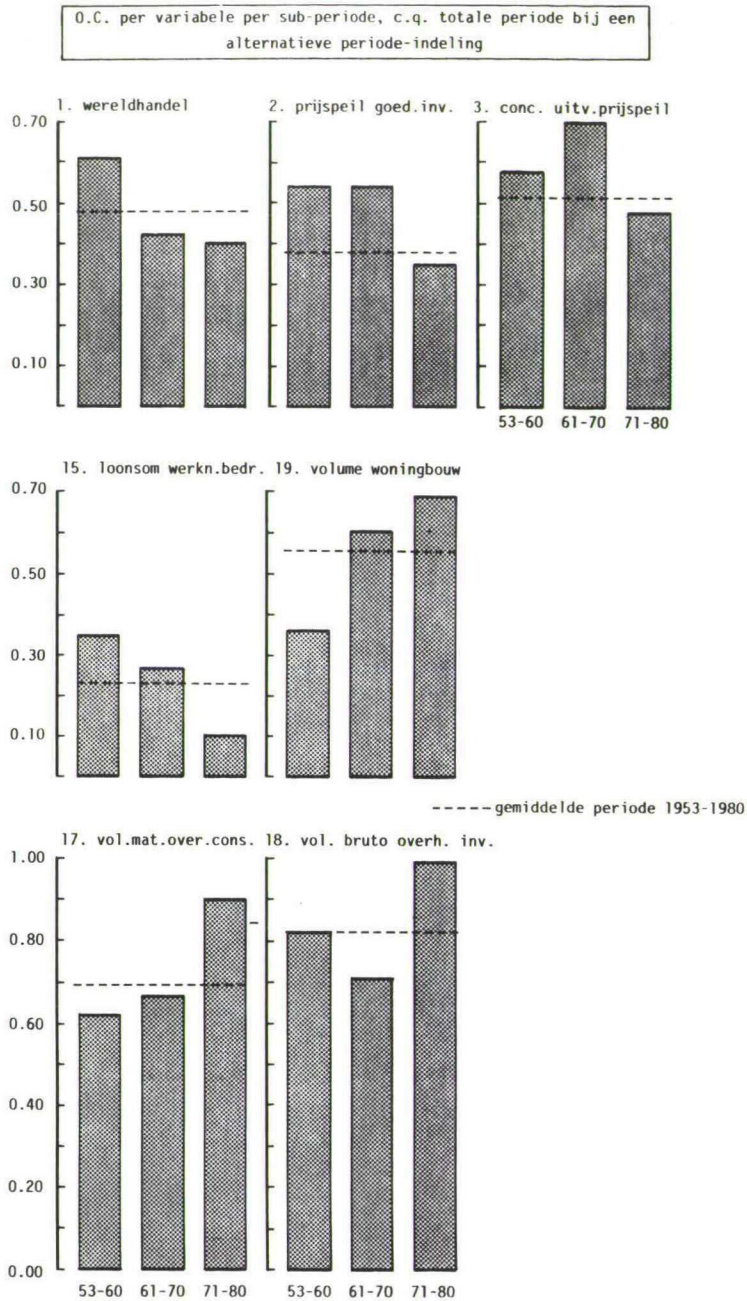
Tabel 6.1.2. o.c. per sub-periode voor de externe variabelen

Externe variabelen	1953-60	1961-70	1971-80	1953-80
1. Wereldinvoer	0.61	0.42	0.40	0.48
2. Invoerprijzen	0.54	0.54	0.35	0.38
3. Conc. uitv. prijspeil	0.58	0.70	0.48	0.52

Met uitzondering van de periode 1961-1970 voor het concurrerende uitvoerprijspeil is in de loop der tijd voor elk van de externe variabelen een verbetering in de o.c. opgetreden. In tabel 5.2.2 gold dit alleen voor de variabele wereldinvoer. Dit is wederom een illustratie van de invloed van de te kiezen periodenindeling.

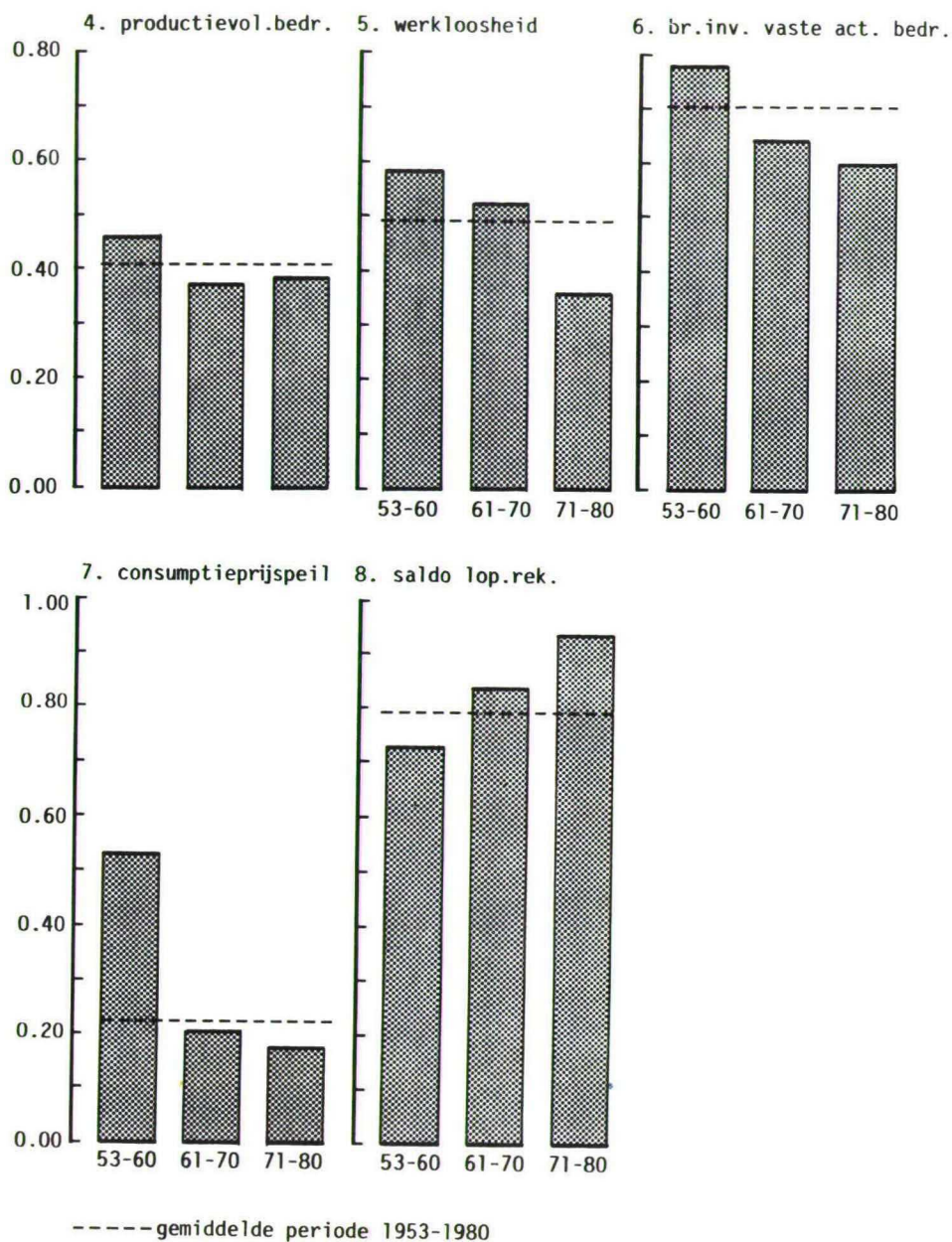
De voornaamste conclusies, welke uit tabel XXVII getrokken kunnen worden, zijn:

- a. Een in de loop der tijd voortdurende verbetering in de voorspelprestaties is opgetreden bij:
  - de wereldinvoer;
  - de werkloosheid;
  - bruto invest. in vaste activa van bedrijven;
  - het consumptieprijspeil;
  - volume particuliere consumptie;
  - loonsom per werknemer bedrijven;
  - prijspeil bruto invest. vaste activa bedrijven.

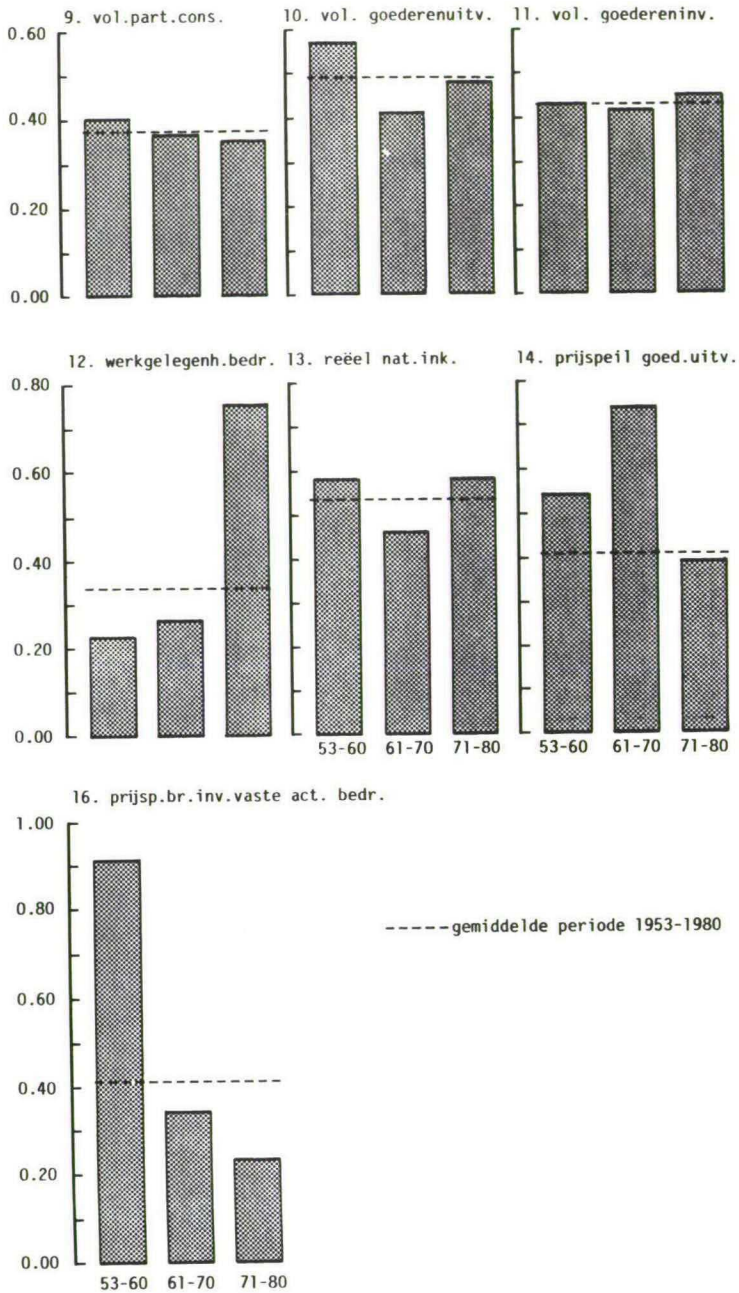


Figuur 6.1.





Figuur 6.1. (vervolg)



Figuur 6.1. (vervolg)

- b. Een in de loop der tijd voortdurende verslechtering in de voorspel-prestaties geldt voor:
- het saldo op de lopende rekening van de betalingsbalans;
  - de werkgelegenheid in bedrijven;
  - volume materiële overheidsconsumptie;
  - volume woningbouw.
- c. Bij de overige variabelen is van een schommelend beeld sprake.
- d. Voor alle variabelen tezamen levert periode 1961-1970 de laagste o.c. (OCTOT) op. Met name door een sterke verslechtering bij de groep instrumentvariabelen in de periode 1971-1980 kan voor alle variabelen tezamen niet van een in een tijd voortdurende verbetering in de o.c. gesproken worden (zie tabel XXI van bijlage III).

#### 6.2. Ongelijkheidscoëfficiënten per C.E.P. per groep variabelen (normering per sub-periode)

Bij de bespreking in paragraaf 5.2 van de ongelijkheidscoëfficiënten per C.E.P. bij de oorspronkelijke periode-indeling is reeds betoogd dat normering per sub-periode meer gewicht toekent aan de hoogte van de realisaties in elke periode. Normering per sub-periode doet om deze reden meer recht aan de verschillen in economische omstandigheden tussen deze sub-perioden dan het geval zou zijn geweest bij normering over de totale periode. Omdat tabellen XXVII en XXVIII van bijlage III beide genormeerd zijn over sub-perioden, zijn de verschillen geheel toe te schrijven aan de verschillen in periode-lengte en in wezen dus aan de er achter liggende set middelbare waarden der realisaties.

Een illustratie hiervan kan gegeven worden door voor alle variabelen tezamen per C.E.P. de o.c. van de basisperiode-indeling en de alternatieve periode-indeling naast elkaar te zetten (we beperken ons tot enkele willekeurig gekozen jaren)

Tabel 6.2.1. o.c. per C.E.P. voor alle variabelen tezamen

Jaar	Basis	Alternatief
1953	0.69	0.77
1958	0.76	0.45
1963	0.70	0.62
1968	0.61	0.62
1973	0.75	0.76
1978	0.71	0.60
1980	0.54	0.45

Bovenstaande tabel is nog eens een illustratie van het belang van de periode-indeling. Bij de alternatieve periode-indeling kan zelfs op basis van enkele jaren een behoorlijke verbetering van de voorspelprestaties in de loop der tijd geconstateerd worden. Deze conclusie kan geenszins voor de basisperiode-indeling getrokken worden (zie ook tabel VI, bijlage III voor de 5-jaars voortschrijdende gemiddelden).

### 6.3. Ongelijkheidsproporties

Bij de bespreking in paragraaf 5.7 van de ongelijkheidsproporties voor de oorspronkelijke periode-indeling is reeds aangegeven dat de meest wenselijke verdeling van ongelijkheidsproporties zou zijn:  $U^m = U^s = 0$  en  $U^c = 1$ . Immers systematische fouten zouden dan niet gemaakt zijn. Uit tabel XXIX van bijlage III zijn per sub-periode de volgende variabelen met een lage ( $U^m + U^s$ ) naar voren te halen:



Periode 1953 t/m 1960:  $U^m + U^s$

invoerprijspeil	0.04
conc. uitvoerprijspeil	0.03
saldo lop. rekening	0.05
prijsp. goederenuitvoer	0.02

Periode 1961 t/m 1970:

volume bruto ov. inv.	0.05
consumtieprijspeil	0.08
werkgelegenheid bedr.	0.09

Periode 1971 t/m 1980:

volume part. consumptie	0.10
werkgelegenheid bedr.	0.01

Per sub-periode komen dus gemiddeld maar 3 van de 19 variabelen in de buurt van de meest wenselijke verdeling van ongelijkheidsproporties. Slechts de variabele werkgelegenheid bedrijven komt meer dan eenmaal in het rijtje voor. Door eenvoudig per variabele en per sub-periode te staffelen welk van de drie ongelijkheidsproporties de hoogste waarde heeft, kan een indruk van de beweging in de tijd verkregen worden.

Tabel 6.3.1. Hoogste waarde der ongelijkheidsproporties

	1953-60	1961-70	1971-80
$U^m$	8	2	1
$U^s$	3	1	3
$U^c$	8	16	15
	19	19	19

Globaliter kan geconcludeerd worden, dat vergeleken met de eerste sub-periode, in de twee perioden na 1960 de ongelijkheidsproportie  $U^c$  veel

vaker en wel i.c. voor  $\pm 82\%$  van de variabelen de hoogste waarde heeft.

Een andere wijze om de beweging in de tijd te analyseren is het per sub-periode berekenen van het ongewogen gemiddelde der ongelijkheidsproporties per groep variabelen c.q. alle variabelen. Het resultaat hiervan is:

Tabel 6.3.2. Ongewogen gemiddelde der ongelijkheidsproporties per sub-periode

	1953-1960			1961-1970			1971-1980		
	$U^m$	$U^s$	$U^c$	$U^m$	$U^s$	$U^c$	$U^m$	$U^s$	$U^c$
Externe var.	0.19	0.03	0.78	0.12	0.41	0.47	0.21	0.41	0.38
Instrum. var.	0.27	0.47	0.26	0.17	0.17	0.66	0.25	0.20	0.55
Doelvar.	0.50	0.05	0.45	0.19	0.10	0.71	0.12	0.22	0.66
Irrelevante var.	0.32	0.09	0.59	0.23	0.18	0.59	0.07	0.24	0.69
Alle variabelen	0.34	0.15	0.51	0.19	0.20	0.61	0.14	0.26	0.60

Voor alle variabelen tezamen wordt de waarde ( $U^m + U^s$ ) in de loop der tijd iets lager. Hierbinnen is een tegengestelde beweging tussen  $U^m$  en  $U^s$  waarneembaar. Wel geldt in alle drie perioden dat  $U^s$  kleiner is dan  $U^c$  hetgeen, zoals in paragraaf 5.7 aannemelijk is gemaakt, theoretisch ook te verwachten is. Indien de ontwikkeling per groep variabelen voorop staat valt m.n. de groep doelvariabelen op. In de loop der tijd een sterk dalende  $U^m$ , hetgeen wijst op het dichter bij elkaar komen liggen van gemiddelde voorspelling en gemiddelde realisatie, en daartegenover een stijgende  $U^s$ . Ook bij de groep irrelevante variabelen is een dergelijke ontwikkeling waarneembaar. De twee andere groepen geven een nogal schommelend beeld te zien.

#### 6.4. De kleinste kwadratenschatting

In paragraaf 5.8 is reeds gewezen op de opmerking van Van der Leeuw t.a.v. de interpretatie van de kleinste kwadratenschatter  $b$ . Deze kleinste kwadratenschatter kan slechts een goede maatstaf voor onder- c.q. overschatting zijn, indien verreweg het grootste gedeelte van de voorspellingen en de realisaties paarsgewijs hetzelfde teken hebben. Indien per sub-periode dit tegengestelde teken drie of meer keer voorkomt, kan  $b$  geen maatstaf voor over- c.q. onderschatting zijn. Per sub-periode geldt dit voor de volgende variabelen:

1953-60 : 16  
 1961-70 : 5, 6, 8, 14 en 19  
 1971-80 : 8, 12, 17 en 18

Afhankelijk van de lengte van de steekproefperiode kan met 95% zekerheid worden aangenomen dat  $b \neq 1$  ofwel  $b-1 \neq 0$  indien de bijbehorende  $tb$  groter is dan  $\pm 2,3$ . Met andere woorden, in een dergelijke situatie is de onder- c.q. overschatting significant.

Uit tabel XXX van bijlage III is af te lezen dat van de volgende variabelen gesteld kan worden dat zij (met 95% waarschijnlijkheid) significant onderschat zijn (tussen haakjes de minimaal vereiste  $tb$ -waarde):

1953-60 (2,3) : 1, 4, 6, 7, 9, 10, 13, 15, 17 en 18  
 1961-70 (2,2) : 1, 2, 3, 4, 9, 10, 11, 13, 15, 16 en 17  
 1971-80 (2,2) : 1, 2, 3, 5, 6, 10, 11, 14, 15 en 19

In elke periode significant onderschat zijn slechts de variabelen 1, 10 en 15. Van significante overschatting is bij geen enkele variabele sprake.

Naast de regressiecoëfficiënt is ook de spreiding rondom de regressielijn relevant. Beide elementen zijn terug te vinden in de eerder vermelde formule (4.5.3)

$$1 = \frac{(b-1)^2}{(o.c.)^2} + (1-c)^2 \frac{\Sigma V_1^2}{\Sigma R_2^2} \cdot \frac{1}{(o.c.)^2} = db^2 + de^2$$

Zoals in paragraaf 5.7 is vermeld, moet bij de interpretatie van bijv.  $d_b^2$  rekening gehouden worden met de hoogte van de bijbehorende ongelijkheidscoëfficiënt. Immers een hoog onderschattingsaandeel  $d_b^2$  kan bij een lage ongelijkheidscoëfficiënt een vrij hoge  $b$  en dus een vrij lage gemiddelde absolute onderschatting impliceren. In concreto: een  $d_b^2$  van 90% en een o.c. van 1.0 impliceren een  $b$  van 0.05, terwijl diezelfde  $d_b^2$  van 90% gepaard gaande met een o.c. van 0.2 een  $b$  van 0.81 met zich meebrengt.

In tabel XXXI van bijlage III zijn voor de drie perioden van de alternatieve periode-indeling de resultaten van  $d_b^2$  en o.c. afgedrukt. Van de in totaal 57 resultaten voor  $d_b^2$  blijkt 53% van  $d_b^2$  van 0.50 of hoger op te leveren. In onderstaande tabel is dit per periode en per groep variabelen af te lezen.

Tabel 6.4.1. Aantal keren dat een resultaat van 0.50 of meer voor  $d_b^2$  behaald werd

	1953-60	1961-70	1971-80	Totaal
Externe var.	1	3	2	6 (= 67%)
Instrumentvar.	3	3	3	9 (= 75%)
Doelvariabelen	2	1	2	5 (= 33%)
Irrelevante var.	3	5	2	10 (= 48%)
Alle variabelen	9	12	9	30 (= 53%)

Een min of meer kwantitatief inzicht wordt verkregen door per sub-periode en per groep variabelen een ongewogen gemiddelde van  $d_b^2$  te berekenen.



Tabel 6.4.2. Ongewogen gemiddelde van de  $d_b^2$  per groep variabelen, per sub-periode

	1953-60	1961-70	1971-80	1953-80
Externe var.	0.30	0.68	0.68	0.62
Instrumentvar.	0.74	0.51	0.45	0.57
Doelvariabelen	0.53	0.27	0.46	0.42
Irrelevante var.	0.49	0.51	0.33	0.44
Alle variabelen	0.52	0.47	0.44	0.49

#### 6.5. Conclusies

- Bij een alternatieve periode-indeling is voor de groep externe variabelen een continue verbetering in voorspelresultaten (een lagere OCTOT) waarneembaar; ook de doelvariabelen laten een trendmatige verbetering zien; de instrumentvariabelen verslechteren voortdurend; bij de irrelevante variabelen is een schommelend beeld waarneembaar.
- Voor alle variabelen tezamen geeft de sub-periode 1961-1970 de laagste OCTOT (= 0.53). Door een sterke verslechtering bij m.n. de groep instrumentvariabelen in de periode 1971-1980 is het resultaat voor alle variabelen in deze laatste periode weer wat ongunstiger.
- Gemeten over afzonderlijke variabelen blijkt voor een zevental variabelen een continue verbetering in de voorspelprestaties te gelden, terwijl een viertal variabelen een voortdurende verslechtering te zien geeft.
- Bij een vergelijking van de ongelijkheidscoëfficiënt per C.F.P. gemeten over de basisperiode-indeling c.q. de alternatieve periode-indeling kan voor alle variabelen tezamen in de alternatieve situatie van een trendmatige verbetering in de o.c. gesproken worden terwijl dit voor de basisperiode-indeling zeker niet geconstateerd kan worden.

- Wat betreft de ongelijkheidsproporties is geconstateerd dat de meest wenselijke verdeling zou zijn:  $U^m = U^s = 0$  en  $U^c = 1$ . Voor alle variabelen tezamen is het ongewogen gemiddelde van  $(U^m + U^s)$  in de sub-periode 1961-1970 het laagst maar toch nog altijd 0.39. Gemeten per groep variabelen heeft de groep externe variabelen in de periode 1953-1960 een "lage"  $(U^m + U^s)$  van 0.22. Voor geen enkele groep variabelen is een in de loop der tijd sterk dalende  $(U^m + U^s)$  te constateren.
- Gemeten over sub-perioden m.b.v. de regressiecoëfficiënt  $b$  blijkt significante onderschatting voor  $\pm 10$  van de 19 variabelen te gelden; significante overschatting komt geen enkele keer voor.
- Het geheel overziend kan de conclusie luiden dat ook bij de onderhavige sub-periode-indeling niet van in de loop der tijd verbeterde voorstelprestaties van het C.P.B. gesproken kan worden; vergeleken met de resultaten van de oorspronkelijke periode-indeling zijn de resultaten in dit hoofdstuk voor wat betreft enkele criteria wel iets beter maar zeker niet significant.

## Hoofdstuk VII: SLOTOORDEEL

De ongelijkheidscoëfficiënt van THEIL toegepast op alle variabelen tezamen geeft geen aanleiding tot de conclusie dat er in de loop der tijd van een structurele verbetering van de voorspelprestaties van het C.P.B. sprake is. Immers een totale ongelijkheidscoëfficiënt (octot) van 0.61 in de periode 1953-1957 en van 0.69 in de laatste sub-periode (1977/1980) duidt eerder op het tegendeel. Nader onderzoek naar de ongelijkheidscoëfficiënt per groep variabelen geeft eenzelfde beeld te zien. Een lichte verbetering tot en met de sub-periode welke in 1976 eindigt, daarna over praktisch de gehele linie een verslechtering. Indien de o.c. per variabele gemeten wordt, geven slechts 2 van de 19 variabelen een voortdurende verbetering, d.w.z. een steeds lagere ongelijkheidscoëfficiënt, te zien. Dit betreft de variabelen wereldhandel en prijspeil van de bruto investeringen in vaste activa door bedrijven.

Bij de beoordeling van de ongelijkheidscoëfficiënten per C.E.P. (dus per jaar) speelt de wijze van normeren (over de totale periode dan wel per sub-periode) een belangrijke rol. Bij normering over de totale periode geven vijfjaars voortschrijdende gemiddelden van de o.c.'s per C.E.P. nauwelijks structurele verbeteringen te zien. Door enkele zeer hoge o.c.'s in de beginperiode 1953 t/m 1957 daalt het vijfjaars voortschrijdende gemiddelde tot 1960, maar in de periode daarna valt geen structurele verbetering te constateren (noch voor groepen variabelen noch voor alle variabelen tezamen).

Bij de normering per sub-periode wordt meer recht gedaan aan de verschillen in economische omstandigheden tussen de vijf onderscheiden sub-perioden. Van de diverse groepen variabelen is alleen voor de externe variabelen een geringe trendmatige verbetering van de vijfjaars voortschrijdende gemiddelden van de o.c.'s per C.E.P. geconstateerd.

Omdat voorspelfouten verband kunnen houden met zowel onderschatting als overschatting is ook op dit punt onderzoek verricht. Voor alle variabelen tezamen is in niet minder dan 60% van de gevallen sprake van onderschatting. De groep externe variabelen scoort wat dit betreft het hoogst. Dit geldt ook voor de mate van onderschatting. Dit heeft natuurlijk de nodige consequenties voor m.n. de endogene variabelen die via de

diverse gehanteerde modellen voor een groot deel van de externe variabelen afhankelijk zijn.

Door middel van kleinste kwadratenschatting is onderzocht of de onderschatting significant is; voor 12 van de 19 variabelen, gemeten over de totale periode, is hiervan inderdaad sprake. In de loop der tijd geldt dit echter voor steeds minder variabelen. Indien ook de spreiding rondom de regressielijn in de beschouwing betrokken wordt, dan blijkt voor 12 van de 19 variabelen het onderschattingsaandeel groter te zijn dan het dispersie-aandeel.

Het C.P.B. heeft in 46% van de gevallen ten onrecht een omslagpunt, acceleratie, deceleratie of stabilisatiepunt voorspeld. Van de gerealiseerde acceleraties en deceleraties is 60% terecht voorspeld. M.n. na 1963 is een steeds groter percentage voorspelde acceleraties ook gerealiseerd. Zoals verwacht mocht worden zijn omslagpunten en stabilisatiepunten het slechtst voorspeld.

Het onderzoek naar ongelijkheidsproporties heeft slechts voor één variabele (werkgelegenheid bedrijven) zeer geringe systematische fouten opgeleverd (over de totale periode gemeten). In concreto houdt dit voor deze variabele in dat de gemiddelde voorspelling gelijk is aan de gemiddelde realisatie ( $U^m = 0$ ) en dat de standaarddeviaties van voorspellingen en realisaties ( $U^s = 0.03$ ) praktisch aan elkaar gelijk zijn. Het ongewogen gemiddelde van ( $U^m + U^s$ ) voor alle variabelen tezamen gedurende de totale periode bedraagt 0.34. Dit is dus het aandeel van de systematische fouten. Gemeten over sub-perioden daalt dit aandeel in de loop der tijd licht.

Tenslotte is onderzocht of een andere sub-periode-indeling merkbare invloed heeft op de resultaten. Hiervan is echter nauwelijks sprake. Alleen de ongelijkheidscoëfficiënt van alle variabelen tezamen per C.E.P. geeft in de loop der tijd een lichte trendmatige verbetering te zien, dit in tegenstelling tot hetzelfde criterium voor de basisperiode-indeling.



## Geraadpleegde literatuur

- (1) Beld, C. van den (1979), Het Centraal Planbureau: zijn invloed, zijn macht en zijn onmacht, in: Over macht en wet in het economisch gebeuren, opstellen aangeboden aan Schouten, D.B.J., Stenfert Kroese, Leiden.
- (2) Bemer, R. en Van Miltenburg, A. (1974), Enkele experimenten met het jaarmodel 1969, Onderzoeksverslag no. 1, TH Delft.
- (3) Centraal Planbureau (1955), Een vergelijking van de ramingen van het Centraal Planbureau met de feitelijke economische ontwikkeling, 1949-1953, monografie no. 4, 's Gravenhage.
- (4) Centraal Planbureau (1963), Conjunctuurpolitiek in en om de jaren vijftig, monografie no. 8, 's Gravenhage.
- (5) Centraal Planbureau (1965), Voorspelling en Realisatie, de voorspellingen van het C.P.B. in de jaren 1953-1963, monografie no. 10, 's Gravenhage.
- (6) Centraal Planbureau (1970), 25 jaar Centraal Planbureau, monografie no. 12, 's Gravenhage.
- (7) Centraal Planbureau (1953 t/m 1981), Centraal Economisch Plan, 's Gravenhage.
- (8) Driehuis, W. (1972), Fluctuations and growth in a near full employment economy, Universitaire Pers Rotterdam, Rotterdam.
- (9) Elte, H., Hochxeimer, R., Kuipers, W. en Worms, C. (1978), De kwaliteit van de voorspellingen van het Centraal Planbureau, in: Economische Statistische Berichten, 30 augustus 1978, Rotterdam.
- (10) Ferber, R. en Verdoorn, P. (1962), Research methods in Economics and Business.
- (11) Griffiths, R. (1980), The Economy and Politics of the Netherlands since 1945, Martinus Nijhoff, 's Gravenhage.
- (12) Hartog, H. den en Tjan, H. (1974), Investerings, lonen en prijzen en arbeidsplaatsen, C.P.B., Occasional Paper nr. 2.
- (13) Hartog, H. den (1980), Employment in the Netherlands, Conference on Employment, Policy and Employment Theory, University of Groningen, Groningen.
- (14) Hempenius, A. (1981), Forecast accuracy analysis, in: Statistica Neerlandica, jan. 1981.

- (15) Leeuw, J. van der (1984), De toekomst in retrospectief, in: Economisch Statistische Berichten, 15 februari 1984, Rotterdam
- (16) Lips, J. en Schouten, D.B.J. (1957), The reliability of the policy model used by the Central Planning Bureau, in: Income and Wealth, series VI.
- (17) Mincer, J. en Zarnowitz, V. (1969), The Evaluation of Economic Forecasts, in: J. Mincer ed., Economic Forecasts and Expectations: Analysis of Forecasting Behavior and Performance, National Bureau of Economic Research, New York.
- (18) Naylor, Th. and Finger, J. (1970), Validation, in: Th. Naylor ed., Computer Simulation Experiments with Models of Economic Systems, John Wiley, New York.
- (19) Panne, C. van de (1959), De voorspellingskwaliteit van de centrale economische plannen, 1949-1956, in: De Economist.
- (20) Sims, C. (1967), Evaluating Short Term Macro Economic Forecasts: The Dutch Performance, in: Review of Economics and Statistics, vol. 49.
- (21) Theil, H. (1954), Wie voorspelt het best? Overdruk van "De Economist" (C.P.B. overdruk).
- (22) Theil, H. (1965), Economic Forecasts and Policy, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- (23) Theil, H. (1966), Applied Economic Forecasting, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- (24) Theil, H. (1968), Optimal decision rules for government and industry, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- (25) Verdoorn, P. (1967), The short term model of the C.P.B. and its forecasting performance, in: Construction and application of macro-economic models for purposes of economic planning and policy-making, Geneve 1967 (C.P.B. overdruk no. 108).
- (26) Vermaat, A. (1974), Vijfentwintig jaar denken en doen in de conjunctuurpolitiek, in: Model en Mogelijkheid, opstellen aangeboden aan F. de Roos, Jan Haan B.V., Groningen.
- (27) Wartna, J. (1974), Bouw en gebruik van econometrische modellen, Universitaire Pers Rotterdam, Rotterdam.

IN 1984 REEDS VERSCHENEN

- 138 G.J. Cuypers, J.P.C. Kleijnen en J.W.M. van Rooyen  
Testing the Mean of an Asymmetric Population:  
Four Procedures Evaluated
- 139 T. Wansbeek en A. Kapteyn  
Estimation in a linear model with serially correlated errors when  
observations are missing
- 140 A. Kapteyn, S. van de Geer, H. van de Stadt, T. Wansbeek  
Interdependent preferences: an econometric analysis
- 141 W.J.H. van Groenendaal  
Discrete and continuous univariate modelling
- 142 J.P.C. Kleijnen, P. Cremers, F. van Belle  
The power of weighted and ordinary least squares with estimated  
unequal variances in experimental design
- 143 J.P.C. Kleijnen  
Superefficient estimation of power functions in simulation  
experiments
- 144 P.A. Bekker, D.S.G. Pollock  
Identification of linear stochastic models with covariance  
restrictions.
- 145 Max D. Merbis, Aart J. de Zeeuw  
From structural form to state-space form
- 146 T.M. Doup and A.J.J. Talman  
A new variable dimension simplicial algorithm to find equilibria on  
the product space of unit simplices.
- 147 G. van der Laan, A.J.J. Talman and L. Van der Heyden  
Variable dimension algorithms for improper labellings.
- 148 G.J.C.Th. van Schijndel  
Dynamic firm behaviour and financial leverage clienteles
- 149 M. Plattel, J. Peil  
The ethico-political and theoretical reconstruction of contemporary  
economic doctrines
- 150 F.J.A.M. Hoes, C.W. Vroom  
Japanese Business Policy: The Cash Flow Triangle  
an exercise in sociological demystification
- 151 T.M. Doup, G. van der Laan and A.J.J. Talman  
The  $(2^{n+1}-2)$ -ray algorithm: a new simplicial algorithm to compute  
economic equilibria

IN 1984 REEDS VERSCHENEN (vervolg)

- 152 A.L. Hempenius, P.G.H. Mulder  
Total Mortality Analysis of the Rotterdam Sample of the Kaunas-Rotterdam Intervention Study (KRIS)
- 153 A. Kapteyn, P. Kooreman  
A disaggregated analysis of the allocation of time within the household.
- 154 T. Wansbeek, A. Kapteyn  
Statistically and Computationally Efficient Estimation of the Gravity Model.
- 155 P.F.P.M. Nederstigt  
Over de kosten per ziekenhuisopname en levensduurmodellen
- 156 B.R. Meijboom  
An input-output like corporate model including multiple technologies and make-or-buy decisions
- 157 P. Kooreman, A. Kapteyn  
Estimation of Rationed and Unrationed Household Labor Supply Functions Using Flexible Functional Forms
- 158 R. Heuts, J. van Lieshout  
An implementation of an inventory model with stochastic lead time
- 159 P.A. Bekker  
Comment on: Identification in the Linear Errors in Variables Model
- 160 P. Meys  
Functies en vormen van de burgerlijke staat  
Over parlementarisme, corporatisme en autoritair etatisme
- 161 J.P.C. Kleijnen, H.M.M.T. Denis, R.M.G. Kerckhoffs  
Efficient estimation of power functions
- 162 H.L. Theuns  
The emergence of research on third world tourism: 1945 to 1970;  
An introductory essay cum bibliography
- 163 F. Boekema, L. Verhoef  
De "Grijze" sector zwart op wit  
Werklozenprojecten en ondersteunende instanties in Nederland in kaart gebracht
- 164 G. van der Laan, A.J.J. Talman, L. Van der Heyden  
Shortest paths for simplicial algorithms
- 165 J.H.F. Schilderink  
Interregional structure of the European Community  
Part II: Interregional input-output tables of the European Community 1959, 1965, 1970 and 1975.



IN (1984) REEDS VERSCHENEN (vervolg)

- 166 P.J.F.G. Meulendijks  
An exercise in welfare economics (I)
- 167 L. Elsner, M.H.C. Paardekooper  
On measures of nonnormality of matrices.

IN 1985 REEDS VERSCHENEN

- 168 T.M. Doup, A.J.J. Talman  
A continuous deformation algorithm on the product space of unit  
simplices
- 169 P.A. Bekker  
A note on the identification of restricted factor loading matrices
- 170 J.H.M. Donders, A.M. van Nunen  
Economische politiek in een twee-sectoren-model
- 171 L.H.M. Bosch, W.A.M. de Lange  
Shift work in health care
- 172 B.B. van der Genugten  
Asymptotic Normality of Least Squares Estimators in Autoregressive  
Linear Regression Models
- 173 R.J. de Groof  
Geïsoleerde versus gecoördineerde economische politiek in een twee-  
regiomodel
- 174 G. van der Laan, A.J.J. Talman  
Adjustment processes for finding economic equilibria
- 175 B.R. Meijboom  
Horizontal mixed decomposition
- 176 F. van der Ploeg, A.J. de Zeeuw  
Non-cooperative strategies for dynamic policy games and the problem  
of time inconsistency: a comment
- 177 B.R. Meijboom  
A two-level planning procedure with respect to make-or-buy deci-  
sions, including cost allocations

Bibliotheek K. U. Brabant



17 000 01059764 0